



RISCO BANCÁRIO E TAXA DE JUROS: ESTUDO EMPÍRICO EM INSTITUIÇÕES FINANCEIRAS NO BRASIL

LISSANDRA BISCHOFF

Brasília – DF

2015

LISSANDRA BISCHOFF

**RISCO BANCÁRIO E TAXA DE JUROS: ESTUDO EMPÍRICO EM INSTITUIÇÕES
FINANCEIRAS NO BRASIL**

Dissertação submetida à apreciação da banca examinadora do Programa Multi-institucional e Inter-regional de Pós-Graduação em Ciências Contábeis UnB/UFPB/UFRN, como requisito para a obtenção do título de Mestre em Ciências Contábeis.

Orientador: Prof. Dr. Paulo Roberto Barbosa Lustosa

Área de concentração: Mensuração Contábil

Linha de Pesquisa: Contabilidade e Mercado Financeiro

Brasília – DF

2015

Bischoff, Lissandra

RISCO BANCÁRIO E TAXA DE JUROS: ESTUDO
EMPÍRICO EM INSTITUIÇÕES FINANCEIRAS NO BRASIL /
Lissandra Bischoff, Brasília, DF, 2015.

145 p. (ou 73 f.)

Orientador: Prof. Dr. Paulo Roberto Barbosa Lustosa.

Dissertação (Mestrado) – Universidade de Brasília (UnB).
Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade (FACE).
Programa Multi-Institucional e Inter-Regional de Pós-Graduação em
Ciências Contábeis (UnB/UFPB/ UFRN).

1. Risco bancário 2. Taxa de Juros 3. Instituições financeiras
4. Brasil 5. Dados em painel

LISSANDRA BISCHOFF

**RISCO BANCÁRIO E TAXA DE JUROS: ESTUDO EMPÍRICO EM INSTITUIÇÕES
FINANCEIRAS NO BRASIL**

Dissertação submetida à apreciação da banca examinadora do Programa Multi-institucional e Inter-regional de Pós-Graduação em Ciências Contábeis (UnB/UFPB/UFRN), como requisito para a obtenção do título de Mestre em Ciências Contábeis.

Comissão avaliadora:

Prof. Dr. Paulo Roberto Barbosa Lustosa

Programa Multi-institucional e Inter-regional de Pós-Graduação em
Ciências Contábeis (UnB/UFPB/UFRN)
(Presidente da Banca)

Prof. Dr. Paulo Augusto Pettenuzzo de Britto

Programa Multi-institucional e Inter-regional de Pós-Graduação em
Ciências Contábeis (UnB/UFPB/UFRN)
(Membro Examinador Interno)

Prof. Dr. Alberto Shigueru Matsumoto

Universidade Católica de Brasília
(Membro Examinador Externo)

Brasília, DF, 26 de março de 2015

Ao meu marido Eduardo e meu filho Tiago, companheiros de todas as horas.

Aos meus pais, exemplos de simplicidade e caráter.

AGRADECIMENTOS

Ao meu orientador Professor Paulo Roberto Lustosa Barbosa, pelo respeito e tolerância, e pela ajuda nos momentos em que eu precisei.

Aos mestres que conheci ao longo dessa jornada, professores César Tibúrcio, Bruno Fernandes, Fernanda Fernandes, Ivan Gartner, Otávio Medeiros, Fátima Freire e Rodrigo Gonçalves, pelas oportunidades de aprendizado e crescimento, e pelos desafios impostos.

A toda a Coordenação do Programa.

Aos servidores da Coordenação do Programa, Inez, Rodolfo e Sara, pelo apoio e atenção dispensados.

Ao Banco Central do Brasil, em especial ao Sr. Adalberto Gomes da Rocha, por me permitir participar deste Programa de Mestrado.

Aos colegas do Banco Central do Brasil, Daniel Bichuette, Maria Eunice de Oliveira, Adriano Rubim, João Luiz Marques e Luciano Roman, por acreditarem no meu potencial.

E aos colegas Alessandra Dodl, Emilédio Garavini Netto, Elker Castro, Alexandre Castro dos Santos e Marco Aurélio Resende, pelo suporte, pelos debates e sugestões, que muito contribuíram no desenvolvimento deste trabalho.

Ao amigo Marcelo Moutinho (Luca) pelas suas dicas preciosas.

Ao meu marido, Eduardo, pela paciência, incentivo e apoio incondicional à minha decisão, e pelo companheirismo ao longo de todo esse tempo.

Ao meu filho Tiago, pela sua compreensão.

Por fim, agradeço a todos que contribuíram de alguma forma para que esse objetivo pudesse ser alcançado.

RESUMO

Os bancos fazem suas escolhas de aplicações de recursos a partir da análise entre rentabilidade, risco e liquidez. Em períodos de taxas de juros elevadas, os bancos podem direcionar parcela maior de recursos disponíveis para aplicação em ativos de baixo risco, como títulos do governo. Por outro lado, períodos de taxas de juros baixas podem influenciar as instituições financeiras a escolherem investimentos mais rentáveis, porém menos líquidos e de maior risco. Estudos realizados na Europa e nos Estados Unidos, após a crise financeira de 2008, indicam que os bancos parecem ter aumentado sua propensão a assumir riscos durante períodos de taxas de juros baixas, na busca por maiores rendimentos. Dessa forma, o presente estudo visa contribuir para a literatura por meio da análise do caso do Brasil, que é uma economia emergente e que possui um sistema financeiro que apresenta características peculiares quando comparado aos sistemas de outros países estudados anteriormente. Este trabalho verifica se a redução significativa das taxas de juros praticadas no Brasil nas últimas décadas trouxe incentivos às instituições financeiras para assumirem maiores riscos, a exemplo do que foi observado em outros países. Foram analisados dados de 73 conglomerados e instituições financeiras em atividade no Brasil nos últimos 11 anos a fim de verificar, primordialmente, se o nível de taxas de juros está associado com o nível de exposição ao risco das instituições financeiras no Brasil. Dentre as variáveis analisadas, incluem-se, além das taxas de juros do período corrente, as taxas de juros do período imediatamente anterior, o que não é levado em conta em outros estudos. Além disso, são utilizadas tanto as taxas de juros nominais, quanto as taxas reais (descontados os efeitos da inflação). Os resultados sugerem que as taxas de juros são variáveis significativas para a explicação do nível de risco das instituições financeiras no Brasil. Foram identificadas diferenças relevantes entre os resultados deste estudo e os de trabalhos precedentes, as quais são discutidas neste trabalho.

Palavras-chave: Risco bancário. Taxa de Juros. Instituições financeiras. Brasil. Dados em painel.

ABSTRACT

Banks make their choices on where to apply its resources from the analysis of profitability, risk and liquidity. In periods of high interest rates, banks can target larger share of resources available for use in low-risk assets such as government bonds. On the other hand, a low interest rate environment may influence financial institutions to choose more profitable investments, however less liquid and riskier. Studies carried out in Europe and United States, after the financial crisis of 2008, indicate that banks seem to have increased their risk-taking appetite during low-interest rates period in search for yield. Thus, this study aims to contribute to the literature by analyzing the case of Brazil, which is an emerging economy and has a financial system which has peculiar characteristics when compared to the systems of other countries studied previously. This study verifies whether the significant reduction in interest rates in Brazil in the last decades has brought incentives for financial institutions to take more risks, in accordance with what was observed in other countries. Therefore, data of 73 conglomerates and financial institutions in activity in Brazil in the last 11 years were analyzed in order to verify primarily whether the level of interest rates is associated with the risk-taking level of financial institutions in Brazil. The variables analyzed, include, in addition to interest rates for the current period, interest rates for the previous period, which is not taken into account in other studies. Moreover, were used both nominal interest rates, the real rates (discounting the effects of inflation). The results suggest that interest rates are significant variables to explain the risk level of the financial institutions in Brazil. Significant differences were identified between our results and those of previous studies, which are discussed in this paper.

Keywords: Bank risk taking. Interest rates. Financial Institutions. Brazil. Panel data.

LISTA DE ILUSTRAÇÕES

Figura 1 – Exemplo de distribuição de probabilidades de retorno para um investimento livre de risco	31
Figura 2 – Exemplo de distribuição de probabilidades de retorno para um investimento de risco	32
Gráfico 3 – Taxa Selic real x Aplicações em títulos de renda fixa, no período de junho de 2003 a dezembro de 2013	47
Gráfico 4 – Operações de crédito, no período de junho de 2003 a dezembro de 2013	48
Gráfico 5 – Taxa Selic nominal, Taxa Selic real e IPCA, semestrais, no período de dezembro de 1994 a dezembro de 2013	53
Gráfico 6 – <i>Spread</i> bancário mensal, no período de março de 2011 a dezembro de 2013	54
Gráfico 7 – Ativo de risco, no período de junho de 2003 a dezembro de 2013	63
Gráfico 8 – Ativo de Risco X Taxa Selic semestral real, no período de junho de 2003 a dezembro de 2013	63
Gráfico 9 – Créditos bancários inadimplentes, no período de junho de 2003 a dezembro de 2013	64
Gráfico 10 – Créditos bancários inadimplentes X Taxa Selic semestral real, no período de junho de 2003 a dezembro de 2013	64
Gráfico 11 – Taxas de juros - Selic, TJLP e Taxa de juros em nível de banco – nominais ao semestre, no período de junho de 2003 a dezembro de 2013	67
Gráfico 12 – Taxas de juros - Selic, TJLP e Taxa de juros em nível de banco - reais ao semestre, no período de junho de 2003 a dezembro de 2013	68

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 – Classificação de risco, de acordo com a Resolução CMN nº 2.682, de 1999	37
Tabela 2 – Percentuais de provisão por nível de risco, de acordo com a Resolução CMN nº 2.682, de 1999	38
Tabela 3 – Síntese dos resultados (sinais) esperados dos coeficientes das regressões	61
Tabela 4 – Resumo dos resultados significativos – Variável dependente Ativo de risco, em nível – ATR	93
Tabela 5 – Resumo dos resultados significativos – Variável dependente Ativo de risco, 1ª diferença – D(ATR)	94
Tabela 6 – Resumo dos resultados significativos – Variável dependente Créditos inadimplentes, em nível – NPL	96
Tabela 7 – Resumo dos resultados significativos – Variável dependente Créditos inadimplentes, 1ª diferença – D(NPL)	97

LISTA DE ABREVIATURAS E SIGLAS

ADF	<i>Augmented Dickey-Fuller test</i>
BCB	Banco Central do Brasil
BNDES	Banco Nacional de Desenvolvimento Econômico e Social
CEF	Caixa Econômica Federal
CMN	Conselho Monetário Nacional
CLRM	<i>Classical Linear Regression Model</i>
DW	Teste de Durbin-Watson
EUA	Estados Unidos da América
FE	<i>Fixed Effects</i>
FEIV	<i>Fixed Effects Instrumental Variables</i>
FMI	Fundo Monetário Internacional
GLS	<i>Generalized Least Squares</i>
IBGE	Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística
IPCA	Índice de Preços ao Consumidor Amplo
MCRL	Modelo Clássico de Regressão Linear
MQG	Mínimos Quadrados Generalizados
MQO	Mínimos Quadrados Ordinários
MQP	Mínimos Quadrados Ponderados
MQ2E	Mínimos Quadrados em Dois Estágios
OLS	<i>Ordinary Least Squares</i>
PCSE	<i>Panel-Corrected Standard Errors</i>
PECLD	Perdas Estimadas em Créditos de Liquidação Duvidosa
PIB	Produto Interno Bruto
PL	Patrimônio Líquido
PLE	Patrimônio Líquido Exigido
PR	Patrimônio de Referência
PRE	Patrimônio de Referência Exigido
RE	<i>Random Effects</i>
REIV	<i>Random Effects Instrumental Variables</i>
RWA	<i>Risk Weighted Assets</i>
SFH	Sistema Financeiro da Habitação
SFN	Sistema Financeiro Nacional

TJLP	Taxa de Juros de Longo Prazo
TLC	Teorema do Limite Central
TSLs	<i>Two Stage Least Squares</i>
IV	<i>Instrumental Variables</i>
WLS	<i>Weighted Least Squares</i>
2SLS	<i>Two Stage Least Squares</i>

SUMÁRIO

1 INTRODUÇÃO	23
1.1 Objetivos	25
1.2 Hipóteses de pesquisa	27
1.3 Justificativa e relevância	27
1.4 Estrutura do trabalho	29
2 REFERENCIAL TEÓRICO	31
2.1 Risco	31
2.1.1 Risco de taxa de juros	34
2.1.2 Risco de mercado	35
2.1.3 Risco de crédito	36
2.1.4 Risco de taxa de câmbio	38
2.1.5 Risco soberano	38
2.1.6 Risco operacional	39
2.1.8 Risco de liquidez	40
2.1.8 Risco de insolvência	40
2.2 Teoria da Firma Bancária	41
2.3 Taxas de juros e preferência dos bancos pela liquidez	44
2.4 Relação entre taxa de juros e risco bancário	48
3 MÉTODOS E PROCEDIMENTOS	57
3.1 População de estudo e amostragem	57
3.2 Modelo econométrico	58
3.2.1 Definições das variáveis	59
3.2.1.1 Risco bancário	60
3.2.1.2 Taxa de juros	65
3.2.1.3 Variáveis de controle	68
3.2.1.3.1 Tamanho	69
3.2.1.3.2 Capitalização	69
3.2.1.3.3 Rentabilidade	69
3.2.1.3.4 Eficiência	70
3.2.1.4 Crescimento da economia	70
3.3 Testes de robustez dos modelos	71
3.3.1 Normalidade dos resíduos	72

3.3.2 Heterocedasticidade	73
3.3.3 Multicolinearidade	73
3.3.4 Autocorrelação dos erros	74
3.3.5 Teste de raiz unitária	76
3.4 Procedimentos para correção dos problemas do modelo	77
3.5 Dados em painel (<i>panel data</i>) e dados agrupados (<i>pooled regression</i>)	79
3.5.1 Teste de Chow	80
3.6 Efeitos fixo e efeitos aleatórios	81
3.6.1 Teste de Hausman	82
3.7 Estimação com variáveis instrumentais e Mínimos Quadrados em Dois Estágios	83
3.7.1 Endogeneidade das variáveis	86
3.8 Limitações da pesquisa	88
4 APURAÇÃO E ANÁLISE DOS RESULTADOS	91
4.1 Estatística descritiva	91
4.2 Resultados das regressões	91
4.2.1 Regressões com a variável dependente ATR	92
4.2.2 Regressões com a variável dependente NPL	94
4.3 Análise das hipóteses e objetivos estabelecidos	97
5 CONSIDERAÇÕES FINAIS	101
REFERÊNCIAS	103
APÊNDICE A – Taxa Selic anual, no período de 1994 a 2013	109
APÊNDICE B – Taxa Selic semestral, no período de 2003 a 2013	110
APÊNDICE C – População e composição da amostra	111
APÊNDICE D – Resultados dos testes de robustez	113
APÊNDICE E – Teste de Chow	125
APÊNDICE F – Teste de Hausman	126
APÊNDICE G – Resultados do teste de endogeneidade de Durbin-Wu-Hausman	127
APÊNDICE H – Estatística descritiva	135
APÊNDICE I – Resultados das regressões	136
ANEXO 1 – <i>Spread</i> bancário no Brasil em comparação com outros países	144
ANEXO 2 – Inadimplência no Sistema Financeiro Nacional, no período de 2006 a 2014 ..	145

1 INTRODUÇÃO

Um dos objetivos da gestão de uma instituição financeira é aumentar os retornos da instituição, o que, muitas vezes, ocorre à custa de aumento de risco (CORNETT e SAUNDERS, 1999). Os bancos, assim como qualquer outra firma, têm preferência pela liquidez e formam seu portfólio buscando conciliar a lucratividade e sua escala de preferência pela liquidez (PAULA, 1999, 2006). Sob essa ótica, pode-se afirmar que os bancos fazem suas escolhas de aplicações de recursos a partir da análise deste *trade off* entre rentabilidade e liquidez. Além disso, a variável “risco” também influencia nas escolhas, de modo que os bancos buscam formar um portfólio que os permita alcançar a maior rentabilidade com a maior liquidez e o menor nível de risco possível.

Em períodos caracterizados por taxas de juros elevadas, os bancos podem direcionar parcela maior de recursos disponíveis para aplicação em títulos do governo, cujo risco é mínimo e a rentabilidade passa a ser atrativa. O grau de liquidez desses papéis é um argumento a mais para sua escolha. Por outro lado, em períodos cujas taxas de juros são mais baixas ou próximas de zero, as instituições tendem a escolher investimentos menos líquidos e de maior risco que sejam mais rentáveis. Estudos (Rajan, 2005; Borio e Zhu, 2008; Delis e Kouretas, 2011; Kouretas e Tsoumas, 2013; Dell’Ariccia; Laven; Marquez, 2014) indicam que os bancos parecem aumentar substancialmente a propensão a assumir riscos durante períodos de taxas de juros baixas.

[...] Um ambiente de baixa taxa de juros leva a uma redução das margens bancárias e assimetrias de informação. Como consequência, os bancos reagem suavizando seus padrões de empréstimos, portanto, elevando o nível de ativos de risco em suas carteiras e piorando o equilíbrio do risco de falência. [...] um período prolongado de taxas de juros baixas, e o declínio associado à volatilidade dessas taxas, libera os orçamentos de risco dos bancos e incentiva posições de maior risco.

(KOURETAS e TSOUMAS, 2013, p. 104. Tradução da autora)

Esse tema tem despertado maior interesse e suscitado pesquisas a respeito em diversos países, principalmente a partir da crise financeira de 2008. Segundo Delis e Kouretas (2011), o ambiente de baixa da taxa de juros do início até meados dos anos 2000 é visto, por alguns pesquisadores, como um elemento que desencadeou o aumento da exposição ao risco, por parte dos bancos, na busca por maiores rendimentos.

Delis e Kouretas (2011) afirmam que os primeiros anos do século XXI viram um longo período de baixas taxas de juros nas economias de mercado, além de sistemas bancários

liberalizados e considerável expansão do crédito. Segundo os autores, essa pode ser uma receita para o crescimento e prosperidade econômica. Porém, eles lembram que a força e a natureza da recente crise financeira mundial, que se desdobrou em uma recessão em 2008, trouxe à tona a importância do funcionamento eficiente do sistema bancário, que requer uma avaliação abrangente do risco bancário e uma limitação dos incentivos associados à assunção de riscos dos bancos.

Dell’Ariccia e Marquez (2006) sugerem que choques exógenos podem conduzir à redução da assimetria de informação, provocando aumento da concorrência e expansão do crédito. De acordo com os autores, quando a assimetria de informação entre bancos diminui, os bancos podem passar a operar com padrões de crédito menos rígidos. A expansão do crédito e o aumento da concorrência faz com que os bancos tenham que reduzir suas margens de lucro, criando incentivos para a busca de rendimentos maiores em investimentos mais arriscados.

Um estudo realizado por Delis e Kouretas (2011) com bancos da zona do Euro, apontou uma forte relação negativa entre as taxas de juros e a exposição dos bancos ao risco. Segundo os autores, o ambiente de baixa taxa de juros resultou em aumento do nível de exposição aos riscos, alterando a composição das carteiras dos bancos e tornando-as mais arriscadas. Na sequência, Kouretas e Tsoumas (2013) realizaram um estudo semelhante visando examinar se o ambiente de baixas taxas que ocorreu a partir do início dos anos 2000 nos países da Europa Central e Oriental (Bulgária, República Checa, Estônia, Hungria, Letônia, Lituânia, Polónia, Roménia, Rússia, Eslováquia e Eslovénia) também aumentou a propensão dos bancos desses países em assumir riscos.

Kouretas e Tsoumas (2013) afirmam que, embora as economias dos países da Europa Central e Oriental não tenham atingido níveis de taxas de juros extremamente baixos como os observados em países mais desenvolvidos, suas taxas de juros sofreram uma drástica redução na última década. Segundo os autores, após a crise monetária russa, em 1998, houve uma mudança na política monetária adotada, com uma acentuada queda nas taxas de juros de longo e de curto prazos. Esse declínio se tornou mais evidente no período que antecedeu a entrada desses países na União Europeia, em maio de 2004.

O setor bancário das economias emergentes mudou substancialmente nos últimos 15 anos, razão pela qual Kouretas e Tsoumas (2013) entendem que esse período, caracterizado pela redução das taxas de juros, apresenta um quadro interessante para o estudo do comportamento de risco dos intermediários financeiros em um cenário bem diferente do encontrado nos Estados Unidos da América (EUA), zona do Euro e Japão, que possuem setores bancários altamente desenvolvidos.

Ao contrário do trabalho anterior, o estudo de Kouretas e Tsoumas (2013) apontou que os coeficientes das taxas de juros empregadas são positivos e significativos quando a variável dependente utilizada é o “ativo de risco”, que representa o nível geral de risco nos balanços dos bancos. Por outro lado, quando a variável dependente empregada é o indicador de “empréstimos inadimplentes” - que está mais relacionado ao risco de crédito dos bancos -, os resultados obtidos são opostos.

Ao se analisar a situação do Brasil, observa-se que a taxa básica de juros (Taxa Selic) sofreu reduções expressivas ao longo das últimas duas décadas. De acordo com dados divulgados pelo Banco Central do Brasil (BCB), com a estabilização da taxa de inflação, após o Plano Real, a taxa Selic seguiu uma trajetória lenta, porém constante, de queda, passando de níveis que variavam entre 20% a.a. e 30% a.a. (final da década de 90) para níveis inferiores a 10% a.a. (a partir de 2009).

Dessa forma, convém avaliar se essa redução significativa nas taxas de juros praticadas no país também trouxe incentivos às instituições financeiras para assumirem maiores riscos, na busca por maiores rendimentos, a exemplo do que foi observado em outros países. Convém, também, analisar os pontos de divergência entre os resultados dos estudos anteriores, em especial no que concerne à relação encontrada entre a variável “risco” e as variáveis representativas de taxa de juros, que, em alguns casos é negativa e, em outros, é positiva. A partir dessas divergências, percebe-se que existe a hipótese de que os níveis de taxas de juros estejam exercendo efeitos diferentes sobre os diversos tipos de risco a que estão expostas as instituições financeiras.

Além disso, alguns autores (Laeven e Majnoni, 2003; Bikker e Metzmakers, 2005) afirmam que o indicador de empréstimos inadimplentes [uma das *proxies* de risco utilizadas nos estudos anteriores] tende a ser altamente pró-cíclico, além de não refletir uma posição atual, mas sim, passada. Dessa forma, é possível que a posição desse indicador no período corrente possa estar refletindo eventos ocorridos em períodos anteriores. No entanto, tal fato não foi averiguado nos estudos de Delis e Kouretas (2011) ou de Kouretas e Tsoumas (2013).

Diante disso, o que se espera com esse estudo é contribuir com novas evidências sobre o tema, visando buscar respostas para os questionamentos levantados.

1.1 Objetivos

O objetivo deste trabalho consiste em verificar, a partir de informações contábeis das instituições financeiras em atividade no Brasil nos últimos 11 anos, a possível associação

existente entre o nível de exposição ao risco dessas instituições e o nível de taxa de juros, reais e nominais, praticadas no país nesse período.

Com isso busca-se averiguar se os resultados apurados neste estudo encontram-se em linha com os obtidos em estudos anteriores realizados em outros países, que apontam que um ambiente de baixas taxas de juros pode levar os bancos a aumentarem sua exposição aos riscos como forma de obterem maiores retornos.

É notório que as taxas de juros, no Brasil, apesar do movimento bastante acentuado de redução observado nas duas últimas décadas, ainda se encontram em patamares consideravelmente superiores aos praticados em países da União Europeia e Estados Unidos, por exemplo. Não obstante, o que se espera, neste estudo, é verificar se esse cenário de redução de taxa juros pode ter resultado em aumento da propensão por assumir riscos das instituições financeiras atuantes no Brasil.

Assim, o trabalho visa responder a três questões principais. A primeira é: em que grau os níveis mais baixos de taxas de juros, observados no Brasil nos últimos 11 anos, afetou os níveis de exposição ao risco das instituições financeiras que atuam no país?

A segunda questão diz respeito à divergência dos resultados encontrados nos estudos anteriores: é possível que as taxas de juros afetem, de forma distinta, os diferentes tipos de riscos a que estão sujeitas as instituições financeiras?

Por fim, levanta-se, também, a necessidade de ampliar os horizontes da pesquisa sobre o tema: será que a exposição das instituições financeiras ao risco pode resultar, também, dos níveis de taxas de juros de períodos passados, que não foram considerados em estudos anteriores?

A fim de atingir o objetivo geral exposto anteriormente, foram estabelecidos os seguintes objetivos específicos, os quais serão investigados empiricamente:

- i. verificar se os níveis de taxas de juros do país estão associados com o nível de exposição ao risco das instituições financeiras no Brasil;
- ii. analisar se as taxas de juros podem afetar, de forma diferente (ou não), o nível de exposição das instituições financeiras ao risco de crédito e aos ativos de risco; e
- iii. verificar se a exposição das instituições financeiras ao risco é afetada tanto pelas taxas de juros do período corrente (t), quanto pelas taxas de juros do período passado ($t - 1$).

Para essa finalidade, trabalhou-se com dados em painel desbalanceado de efeitos fixos, testando duas variáveis de risco com diferentes variáveis representativas de taxas de juros, conforme detalhado no Capítulo 3 deste trabalho. Os modelos econométricos formulados foram

adaptados a partir dos modelos utilizados nos estudos de Delis e Kouretas (2011) e Kouretas e Tsoumas (2013).

1.2 Hipóteses de pesquisa

Tendo em vista os objetivos específicos propostos para o trabalho, foram elaboradas as hipóteses de pesquisa a seguir:

H₁: existe uma relação (negativa/positiva) entre os níveis de taxas de juros (nominais e/ou reais) praticados no país e o nível de exposição ao risco das instituições financeiras;

H₂: os níveis de taxas de juros (nominais e/ou reais) podem afetar, de forma distinta, o nível de exposição das instituições financeiras ao risco de crédito e o nível de exposição a ativos de risco; e

H₃: a exposição das instituições financeiras ao risco é afetada tanto pelas taxas de juros do período corrente (t), quanto pelas taxas de juros do período imediatamente anterior ($t - 1$).

1.3 Justificativa e relevância

O presente estudo contribui com a literatura por meio da análise do caso das instituições financeiras atuantes do Brasil, o qual possui um sistema financeiro que apresenta características peculiares quando comparado aos sistemas dos países previamente estudados. Além disso, o estudo busca melhorar o entendimento do assunto no Brasil, tendo em vista que a pesquisa em relação ao tema ainda é incipiente no país.

No Brasil, até o presente momento, foram realizados apenas estudos que buscavam verificar a existência de um “canal de assunção de risco da transmissão da política monetária”¹ (Mello e Pisu, 2010; Coelho; Mello; Garcia, 2010; Montes e Machado, 2013, Catão e Pagan, 2010). De acordo com essa teoria, os choques sobre a taxa de juros não são transmitidos diretamente para a economia, mas através dos canais de crédito (Montes e Machado, 2013). O volume de crédito e a taxa de juros respondem a mudanças na política monetária. Quando ocorrem aumentos na taxa básica de juros, há, também, o aumento das taxas de juros bancárias e ocorre a contração do volume de crédito na economia (Coelho; Mello; Garcia, 2010).

¹ “*Risk taking channel of monetary policy*”. O termo foi introduzido por Borio e Zhu (2008) para caracterizar o potencial vínculo entre a política monetária e a percepção e precificação de risco dos agentes econômicos. Para maiores informações sobre o “canal de assunção de risco da política monetária” consultar a bibliografia citada.

Em estudo realizado por Tabak, Laiz e Cajueiro (2013), os autores investigaram os efeitos da política monetária sobre o crescimento dos empréstimos e sobre os empréstimos inadimplentes dos bancos para o período de 2003 a 2009. Os resultados indicaram que altas taxas de juros causam redução dos empréstimos e que taxas de juros baixas geram incrementos nos empréstimos. Assim, os bancos mudariam a sua estratégia de empréstimo, de acordo com a direção da política monetária.

Em outro trabalho de Tabak, Gomes e Medeiros Júnior. (2012), cujo modelo utilizado foi inspirado no modelo de Delis e Kouretas (2011), os autores analisaram o comportamento concorrencial do setor bancário brasileiro para entender como o comportamentos de risco pode ser afetado pelo poder de mercado dos bancos.

Esses estudos realizados no Brasil, no entanto, não analisam especificamente o impacto das taxas de juros sobre o risco bancário, tal como o presente trabalho se propõe.

O trabalho justifica-se pela relevância e atualidade do tema, uma vez que a percepção de risco afeta as operações e o desempenho das instituições financeiras, impactando, inclusive, as possibilidades de acesso a recursos financeiros no mercado. Dessa forma, é importante o entendimento de como as mudanças nas taxas de juros podem afetar o nível de risco dessas instituições, para que, tanto reguladores, quanto participantes do sistema financeiro, possam traçar estratégias para amenizar os possíveis impactos dessas mudanças.

O presente estudo se diferencia dos estudos de Delis e Kouretas (2011) e de Kouretas e Tsoumas (2013), uma vez que inclui, entre as variáveis testadas, além das taxas de juros do período corrente, as taxas de juros do período imediatamente anterior, o que não foi levado em conta naqueles trabalhos. Além disso, este estudo testa não só as taxas de juros nominais, mas também as taxas reais (descontados os efeitos da inflação) como variáveis capazes de afetar o nível de risco assumido pelos bancos. Nos estudos anteriores foram avaliadas apenas as taxas de juros nominais.

Por fim, cabe ressaltar que o objetivo deste trabalho não consiste em estudar o “canal de assunção de risco da transmissão da política monetária”, mas sim a relação entre o nível das taxas de juros e o nível de risco assumido pelas instituições financeiras, pois, segundo Delis e Kouretas (2011), uma política monetária expansionista ainda poderia implicar níveis relativamente altos de taxas de juros, o que foge do debate que permeia este estudo.

1.4 Estrutura do trabalho

O trabalho está estruturado em mais quatro seções, além da presente Introdução. A seção 2 destaca o referencial teórico que embasou o desenvolvimento da pesquisa, destacando os principais estudos e discussões sobre o tema. O desenvolvimento da metodologia da pesquisa, discorrendo sobre a fonte de pesquisa dos dados, a definição da amostra utilizada e a descrição dos modelos econométricos aplicados ao trabalho, encontram-se na seção 3. Por fim, a seção 4 tem por objetivo a discussão e análise dos resultados obtidos a partir da aplicação dos modelos econométricos e a seção 5 apresentada as considerações finais a respeito dos resultados do estudo, visando responder às questões da pesquisa.

2 REFERENCIAL TEÓRICO

2.1 Risco

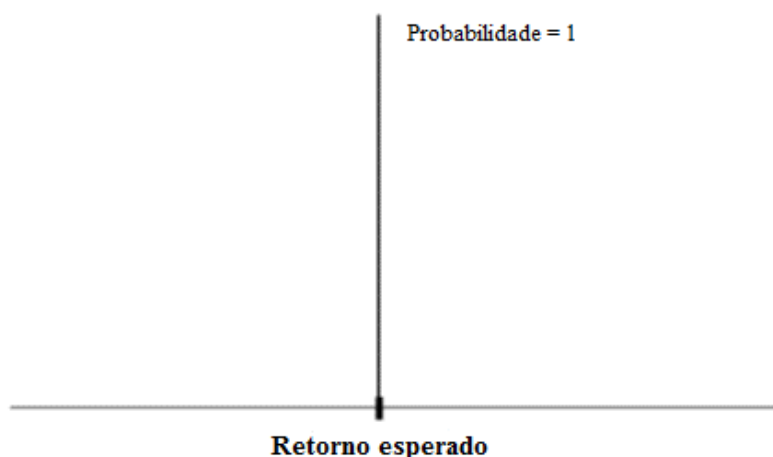
Como todos os gestores de fundos sabem, há um *trade-off* entre risco e retorno, quando dinheiro é investido. Quanto maiores os riscos assumidos, maior o retorno que pode ser realizado. O *trade-off* é, na verdade, entre risco e *retorno esperado*, e não entre risco e retorno real.

(HULL, 2012. Tradução da autora)

Em finanças, risco é a probabilidade de se receber, sobre um investimento, um retorno diferente do esperado. Desse modo, o risco inclui não somente retornos abaixo do esperado, mas também retornos acima do esperado. Os retornos reais obtidos podem ser muito diferentes dos retornos esperados e é nessa diferença que está a fonte de risco (DAMODARAN, 2004).

Na linguagem cotidiana, entendemos que um resultado que é “esperado” é um resultado que se considera altamente provável de ocorrer. Estatísticos, entretanto, definem o valor esperado de uma variável como a média ponderada dos possíveis retornos, onde o peso aplicado a um retorno específico é igual à probabilidade de que esse retorno ocorra (HULL, 2012). Quando o retorno efetivo sobre um investimento é igual ao retorno esperado, diz-se que esse é um investimento livre de risco (DAMODARAN, 2004), conforme ilustrado na Figura 1.

Figura 1 – Exemplo de distribuição de probabilidades de retorno para um investimento livre de risco

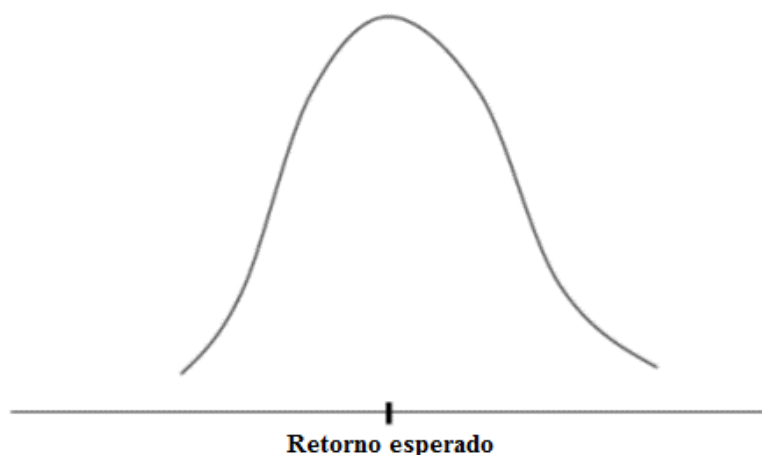


Fonte: Damodaran (2004)

Por outro lado, quando se trata de um investimento com determinado grau de risco, o retorno efetivo sobre esse investimento é uma distribuição estatística de probabilidades em

torno da média de retorno esperado, havendo, portanto, possibilidades de retornos superiores ou inferiores ao retorno esperado (DAMODARAN, 2004), conforme representado na Figura 2.

Figura 2 – Exemplo de distribuição de probabilidades de retorno para um investimento de risco



Fonte: Damodaran (2004)

Embora os retornos efetivos possam diferir dos retornos esperados por muitas razões, podemos agrupá-los em duas categorias: as específicas da empresa e as de todo o mercado. Os riscos que surgem de medidas específicas da empresa afetam um ou alguns investimentos, enquanto o risco que surge em função de todo o mercado afeta muitos ou todos os investimentos. [...]

(DAMODARAN, 2004, p. 144)

Assim, quando um risco pode afetar apenas uma ou poucas empresas, ele é classificado como risco específico da empresa. O risco específico é considerado um risco diversificável, pois é possível reduzir a exposição aos riscos próprios de uma empresa ou setor, ao diversificar a carteira de investimentos. No entanto, o risco de mercado, ou risco sistemático, que afeta muitos ou mesmo todos os investimentos, é um risco não diversificável (DAMODARAN, 2004).

Em teoria, os acionistas não deveriam se preocupar com os riscos que podem ser diversificados. Assim, os retornos esperados deveriam refletir apenas a parcela de risco sistemático que os acionistas estão assumindo. As empresas, no entanto, não ignoram o risco não sistemático. Uma razão para isso, dentre outras, seria a existência de custos de falência (HULL, 2012).

“Quando uma empresa atinge o ponto de falência, é provável que seus ativos tenham perdido algum valor. O processo de falência em si, invariavelmente, reduz ainda mais os seus ativos. Essa redução de valor é referida como os custos de falência” (HULL, 2012. Tradução da autora).

De acordo com Damodaran (2004), as empresas também estão sujeitas ao risco de não pagamento (*default*). Segundo o autor, em alguns casos os fluxos de caixa podem ser incertos. Um tomador de empréstimo pode não realizar os pagamentos do principal ou dos juros devidos. O autor afirma, ainda, que, de maneira geral, tomadores de empréstimos com risco mais alto de não pagamento devem pagar taxas de juros mais altas do que tomadores com risco mais baixo de não pagamento.

Os bancos, assim como outras empresas, estão preocupados com os riscos totais. Além disso, o setor financeiro, ao contrário de outros setores, é fortemente regulado, sendo que o foco dos reguladores está no risco total e não apenas no risco sistemático. Como a falência, muitas vezes, resulta de prejuízos incorridos pelas instituições, os reguladores tentam assegurar que o capital detido por um banco seja suficiente para absorver as perdas. O objetivo dos reguladores, portanto, é fazer com que a falência de uma grande instituição seja um evento altamente improvável (HULL, 2012).

Segundo Hull (2012), existem duas estratégias de gestão de risco disponíveis para as instituições financeiras:

- Decomposição do risco: identificar riscos, um a um, e lidar com cada um deles separadamente;
- Agregação do risco: diversificação do risco.

O risco de crédito é citado por Hull (2012) como exemplo de risco gerenciado por agregação. O autor ressalta, no entanto, que por mais bem diversificado que seja uma instituição financeira, ou qualquer outro tipo de empresa, ainda estará exposta ao risco sistemático, o que pode gerar variação, de um período para o outro, na probabilidade de *default* dos mutuários.

Em relação às instituições financeiras, os riscos enfrentados envolvem tanto os riscos provenientes de atividades tradicionais representadas no balanço patrimonial - tais como risco de crédito, risco de liquidez, risco de insolvência, risco de taxa de juros e risco de mercado - quanto outros tipos de risco - por exemplo, risco tecnológico, risco operacional, risco cambial, risco país ou risco soberano (CORNETT e SAUNDERS, 1999).

Nesse sentido, o novo Acordo de Basileia visa reforçar a capacidade de absorção das perdas por parte das instituições financeiras, além de desestimular a alavancagem excessiva dos bancos em relação aos ativos de risco.

O Acordo de Basileia III surgiu em resposta às principais falhas e vulnerabilidades, identificadas no sistema bancário, que teriam contribuído para o estabelecimento da crise de 2008.

Seguindo Basileia III, o BCB emitiu normativos² que definem que o Patrimônio de Referência (PR)³ de uma instituição é composto de dois níveis: Nível I e Nível II. O Nível I é composto de duas parcelas, o Capital Principal (*Common Equity Tier 1*) e o Capital Adicional (*Additional Tier 1*). O capital Nível I deve ser constituído de elementos que demonstrem capacidade efetiva de absorver perdas durante o funcionamento da instituição financeira, enquanto o Nível II é constituído de elementos capazes de absorver perdas caso constatada a inviabilidade do funcionamento da instituição.

Segundo o BCB, nos termos de Basileia III, o Capital Principal é composto fundamentalmente pelo capital social e por lucros retidos, deduzidos os valores referentes aos ajustes regulamentares. Além disso, está prevista a introdução de mais dois requerimentos: o Capital de Conservação e o Capital Contracíclico. O objetivo do Capital de Conservação é aumentar o poder de absorção de perdas das instituições financeiras em períodos favoráveis do ciclo econômico, para que o capital formado nesses períodos possa ser utilizado em períodos de estresse. Já o Capital Contracíclico busca assegurar que o capital mantido pelas instituições financeiras contemple os riscos decorrentes de alterações no ambiente macroeconômico. Esse capital será requerido em caso de crescimento excessivo do crédito associado a potencial acumulação de risco sistêmico.

A seguir são discutidos os principais riscos das instituições financeiras.

2.1.1 Risco de taxa de juros

Segundo Hull (2012), a atividade chave de gestão de risco para um banco é a gestão da receita líquida de juros, que é a diferença entre os juros recebidos e os juros pagos. O papel da função de gestão de ativos e passivos dentro do banco é garantir que a margem líquida de juros permaneça mais ou menos constante ao longo do tempo.

O risco de taxa de juros é incorrido por uma instituição financeira quando os vencimentos de seus ativos e passivos são incompatíveis (SAUNDERS E CORNETT, 2008). Saunders e Cornett, (2008) citam duas situações possíveis de descasamento de taxas de juros:

² <https://www3.bcb.gov.br/normativo/detalharNormativo.do?method=detalharNormativo&N=111011733>

³ O Patrimônio de Referência (PR) é uma medida de capital regulamentar utilizada para verificar o cumprimento dos limites operacionais regulamentares. É apurado mediante ajustes a serem feitos na conta de patrimônio líquido da instituição.

- Risco de refinanciamento: o risco de que o custo de rolagem de uma dívida ou o custo de contratação de novo empréstimo suba acima dos retornos que são obtidos nos investimentos em ativos.
- Risco de reinvestimento: o risco de que os retornos dos fundos a serem reinvestidos caiam abaixo do custo obtenção dos recursos.

A manutenção de ativos e passivos com prazos de vencimento incompatíveis expõe as instituições financeiras ao risco de taxa de juros. Dessa forma, as instituições financeiras tentam se proteger contra esse risco adequando o vencimento de seus ativos e passivos. Essa é tida como a melhor política de *hedge* de risco de taxa de juros para instituições financeiras que são avessas ao risco (SAUNDERS e CORNETT, 2008).

No entanto, o risco de taxa de juros é mais difícil de controlar do que o risco decorrente de outras variáveis de mercado, pois existem muitas taxas de juros diferentes em cada moeda (taxas de títulos do Tesouro, taxas interbancárias, as taxas de hipoteca, taxas de depósito, taxas de empréstimos, taxas de *swap*, etc.). Embora essas taxas tendam a se mover juntas, elas não são perfeitamente correlacionadas (HULL, 2012). Além disso, Hull (2012) afirma que um descasamento de ativos e passivos também pode levar a problemas de liquidez. Um banco que financia empréstimos de longo prazo com depósitos de curto prazo tem que substituir regularmente os depósitos, no vencimento, com novos depósitos.

2.1.2 Risco de mercado

O risco de mercado é incorrido na negociação de ativos e passivos, devido a alterações nas taxas de juros, taxas de câmbio e outros preços de ativos. O risco de mercado surge quando a instituição financeira negocia ativamente ativos, passivos e derivativos, em vez de mantê-los para investimento de longo prazo, financiamento, ou para finalidade de *hedge* (SAUNDERS E CORNETT, 2008).

O art. 2º da Resolução do Conselho Monetário Nacional (CMN) nº 3.464, de 26 de junho de 2007, define como risco de mercado “a possibilidade de ocorrência de perdas resultantes da flutuação nos valores de mercado de posições detidas por uma instituição financeira”. Ainda, segundo a Resolução, essa definição inclui “os riscos das operações sujeitas à variação cambial, das taxas de juros, dos preços de ações e dos preços de mercadorias (*commodities*)”.

Assim, o risco de mercado reflete o potencial de variação do valor das receitas de uma instituição financeira devido à exposição a fatores de risco sistemático. Esse tipo de risco está intimamente relacionado à taxa de juros, ao retorno de capital, e aos riscos cambiais, pois

quando esses riscos aumentam ou diminuem, o risco geral da instituição é afetado (SAUNDERS e CORNETT, 2008).

De acordo com Hull (2012), o risco de mercado surge, principalmente, das operações de *trading book* dos bancos. Há uma distinção importante entre o “*banking book*” e o “*trading book*”. O *trading book* inclui todos os contratos em que o banco participa como contraparte de suas operações comerciais (*banking book*). Os ativos e passivos da carteira de negociação (*trading book*) são marcados a mercado diariamente. Isso significa que seu valor é ajustado continuamente para refletir as alterações nos preços de mercado. Já os ativos e passivos da carteira *banking book*, que inclui as operações de empréstimos feitos a pessoas físicas e jurídicas, não são marcados a mercado (HULL, 2012).

2.1.3 Risco de crédito

O risco de crédito representa a possibilidade de que fluxos de caixa esperados, relativos a créditos devidos por instituições financeiras, não sejam integralmente pagos (SAUNDERS e CORNETT, 2008). Segundo Saunders e Cornett, (2008), praticamente todos os tipos de instituição financeira enfrentam esse risco, no entanto, as instituições que realizam operações com vencimentos longos estão mais expostas. Para Hull (2012), o risco de crédito vem sendo o maior risco enfrentado pelos bancos e, normalmente, é o que mais demanda requerimento de capital regulatório.

A diversificação entre ativos pode reduzir o risco de crédito total da carteira de ativos e, portanto, aumentar a probabilidade de recebimento, parcial ou total, do principal e/ou juros. O efeito da diversificação do risco é limitar a probabilidade de resultados ruins na carteira. A diversificação é capaz de reduzir o risco de crédito específico da firma individual (risco diversificável). Porém, a instituição financeira ainda estará exposta ao risco de crédito sistemático, ou seja, aos fatores que aumentam simultaneamente o risco de inadimplência de todas as empresas na economia (SAUNDERS e CORNETT, 2008).

Segundo Hull (2012), as classificações de risco de crédito (*credit ratings*) fornecem informações que são amplamente utilizadas pelos participantes do mercado financeiro para a gestão dos riscos de crédito. O *rating* de crédito é uma medida da qualidade de crédito de um instrumento de dívida, por exemplo.

A classificação de risco de crédito também é utilizada pelas instituições financeiras com relação às operações de crédito de suas carteiras. Tanto os clientes quanto as operações são

classificados em níveis de risco, geralmente designados por letras, de acordo com a sua probabilidade de *default*.

Essa classificação de risco também serve de base para a constituição das Perdas Estimadas em Créditos de Liquidação Duvidosa (PECLD)⁴. No Brasil, a Resolução CMN nº 2.682, de 21 de dezembro de 1999, dispõe que as instituições financeiras devem classificar as operações de crédito, em ordem crescente de risco, nos níveis AA até H. Essa classificação deve ser feita no momento da contratação de uma operação de crédito, com base em critérios que contemplem aspectos que dizem respeito à operação - por exemplo, a natureza e finalidade da transação - e ao devedor e seus garantidores - tais como a situação econômico-financeira, o grau de endividamento e capacidade de geração de resultados para pagamento da dívida.

A classificação das operações nesses níveis de risco deve ser revista de acordo com critérios estabelecidos na Resolução, geralmente a cada mês, em função do prazo de atraso verificado no pagamento da parcela de principal ou de encargos, conforme detalhado na Tabela 1.

Tabela 1 – Classificação de risco, de acordo com a Resolução CMN nº 2.682, de 1999

Atraso	Nível de risco
entre 15 e 30 dias	risco nível B, no mínimo
entre 31 e 60 dias	risco nível C, no mínimo
entre 61 e 90 dias	risco nível D, no mínimo
entre 91 e 120 dias	risco nível E, no mínimo
entre 121 e 150 dias	risco nível F, no mínimo
entre 151 e 180 dias	risco nível G, no mínimo
superior a 180 dias	risco nível H

Fonte: Banco Central do Brasil (<http://www4.bcb.gov.br/fis/cosif/balancetes.asp>)

⁴ A convergência para as normas internacionais de contabilidade trouxe algumas mudanças na nomenclatura do plano de contas.

A partir da aplicação das Normas Internacionais de Contabilidade, sempre que houver expectativa de perda na realização (por venda ou recebimento) de determinado ativo, deve-se registrar em conta redutora (retificadora) do ativo para ajustar o valor de determinado bem ou direito ao seu provável “valor recuperável”. Essas contas retificadoras do ativo serão iniciadas com a expressão “Perdas estimadas”.

Assim sendo, o termo Provisão para Devedores Duvidosos [PDD], ou Provisão para Créditos de Liquidação Duvidosa [PCLD], conforme utilizado a partir da publicação da Lei 6.404/76, passa a ser substituído por Perdas Estimadas em Créditos de Liquidação Duvidosa [PECLD].

A adoção da expressão “Perdas estimadas” vem substituir o termo “Provisão” para os elementos do ativo, e a expressão “Provisão” passa a ser utilizada apenas em títulos de contas do passivo que apresentam certo grau de incerteza (ex.: Provisões Trabalhistas e Cíveis).

De acordo com a Resolução n. 2682, de 1999, a PECLD deve ser constituída mensalmente e o valor provisionado não poderá ser inferior ao somatório decorrente da aplicação dos percentuais descritos na Tabela 2.

Tabela 2 – Percentuais de provisão por nível de risco, de acordo com a Resolução CMN nº 2.682, de 1999

0,5%	sobre o valor das operações classificadas como de risco nível A
1%	sobre o valor das operações classificadas como de risco nível B
3%	sobre o valor das operações classificadas como de risco nível C
10%	sobre o valor das operações classificados como de risco nível D
30%	sobre o valor das operações classificados como de risco nível E
50%	sobre o valor das operações classificados como de risco nível F
70%	sobre o valor das operações classificados como de risco nível G
100%	sobre o valor das operações classificadas como de risco nível H

Fonte: Banco Central do Brasil (<http://www4.bcb.gov.br/fis/cosif/balancetes.asp>)

Ao menos em tese, isso significa que, quanto maior o indicador que representa o valor acumulado de PECLD comparado à carteira total de operações de crédito de uma instituição financeira, maior será risco que essa carteira carrega.

2.1.4 Risco de taxa de câmbio

Os retornos sobre os investimentos diretos, domésticos e estrangeiros, não são perfeitamente correlacionados. Assim, o investimento estrangeiro expõe a instituição financeira ao risco cambial. O risco cambial é o risco de que variações na taxa cambial possam afetar adversamente o valor de ativos e passivos de uma instituição financeira denominados em moeda estrangeira (SAUNDERS e CORNETT, 2008).

2.1.5 Risco soberano

Uma instituição financeira globalizada que apresente descasamento quanto ao tamanho e aos prazos de vencimento de seus ativos e passivos em moeda estrangeira está exposta tanto aos riscos cambiais quanto ao risco da taxa de juros externa. Além disso, a manutenção de ativos e passivos em moeda estrangeira também expõe a instituição financeira a um tipo adicional de risco de investimento estrangeiro, conhecido como risco soberano, ou risco país (SAUNDERS e CORNETT, 2008).

O risco soberano é um tipo diferente de risco de crédito enfrentado por instituições que adquirem ativos no exterior. Uma corporação estrangeira pode, por exemplo, ser impossibilitada de pagar o principal e juros de um empréstimo mesmo que deseje fazê-lo. O governo de um país pode proibir ou limitar pagamentos de débitos estrangeiros em função de escassez de reservas ou razões políticas adversas (SAUNDERS e CORNETT, 2008).

2.1.6 Risco operacional

Segundo Hull (2012), o risco operacional é o risco de que perdas sejam incorridas porque os sistemas internos não funcionam como deveriam, ou por causa de acontecimentos externos. Para o autor, é possível considerar o risco operacional como o risco residual e defini-lo como qualquer risco enfrentado por uma instituição financeira que não seja risco de mercado ou risco de crédito.

[...] Para produzir uma estimativa do risco operacional poderíamos, então, olhar para as demonstrações financeiras da instituição financeira e remover da demonstração de resultados (a) o impacto das perdas de operações de crédito e (b) os ganhos ou perdas decorrentes da exposição ao risco de mercado. A variação na receita resultante seria, então, atribuída ao risco operacional.
(HULL, 2012. Tradução da autora)

A Resolução CMN n° 3380, de 29 de junho de 2006, no seu art. 2º, define risco operacional como “a possibilidade de ocorrência de perdas resultantes de falha, deficiência ou inadequação de processos internos, pessoas e sistemas, ou de eventos externos”. Ainda, segundo a Resolução, essa definição inclui “o risco legal associado à inadequação ou deficiência em contratos firmados pela instituição, bem como a sanções em razão de descumprimento de dispositivos legais e as indenizações por danos a terceiros decorrentes das atividades desenvolvidas pela instituição”.

A Resolução n° 3380 lista alguns eventos de risco operacional, dentre outros possíveis:

- I - fraudes internas;
- II - fraudes externas;
- III - demandas trabalhistas e segurança deficiente do local de trabalho;
- IV - práticas inadequadas relativas a clientes, produtos e serviços;
- V - danos a ativos físicos próprios ou em uso pela instituição;
- VI - aqueles que acarretem a interrupção das atividades da instituição;
- VII - falhas em sistemas de tecnologia da informação;

VIII - falhas na execução, cumprimento de prazos e gerenciamento das atividades na instituição.

2.1.7 Risco de liquidez

Risco liquidez é o risco de que uma necessidade repentina de recursos leve a instituição a ter que liquidar ativos em um período muito curto de tempo e a preços muito baixos (SAUNDERS E CORNETT, 2008).

De acordo com o art. 2º da Resolução CMN nº 4.090, de 24 de maio de 2012, risco de liquidez é definido como:

- I - a possibilidade de a instituição não ser capaz de honrar eficientemente suas obrigações esperadas e inesperadas, correntes e futuras, inclusive as decorrentes de vinculação de garantias, sem afetar suas operações diárias e sem incorrer em perdas significativas; e
- II - a possibilidade de a instituição não conseguir negociar a preço de mercado uma posição, devido ao seu tamanho elevado em relação ao volume normalmente transacionado ou em razão de alguma descontinuidade no mercado.

Hull (2012) lembra que é importante distinguir liquidez de solvência.

Solvência se refere a uma empresa ter mais ativos do que passivos, de modo que o valor de seu patrimônio líquido seja positivo. A liquidez refere-se à capacidade de uma empresa para fazer pagamentos em dinheiro no vencimento. Instituições financeiras que são solventes podem, por vezes, falir por causa de problemas de liquidez.

(HULL, 2012. Tradução da autora)

A crise financeira que começou em meados de 2007 ressaltou a importância do risco de liquidez. Muitos bancos que se financiavam com depósitos tiveram problemas quando os aplicadores perderam a confiança nas instituições financeiras. A crise também mostrou que a transparência é importante para a liquidez. Se a natureza de um ativo é incerta, é improvável que tenha comercialização em um mercado líquido por muito tempo (HULL, 2012).

2.1.8 Risco de insolvência

Risco de insolvência é o risco de que uma instituição financeira possa não ter capital suficiente para compensar o declínio repentino no valor de seus ativos em relação ao seu passivo (SAUNDERS e CORNETT, 2008).

De acordo com Saunders e Cornett (2008), o risco de insolvência é uma consequência ou resultado de um ou mais riscos citados anteriormente (risco de taxa de juros, risco de mercado, risco de crédito, risco cambial, risco país ou risco soberano, risco operacional e risco de liquidez). Segundo os autores, a insolvência tende a ocorrer quando o capital ou patrimônio líquido de uma instituição financeira é comprometido por causa de perdas incorridas em decorrência de um ou mais desses riscos.

Com relação a esse ponto, o nível de capitalização é um fator importante, pois quanto mais capital próprio em relação ao capital de terceiros a instituição possuir, maior será a capacidade de resistir às perdas, seja durante as adversas variações nas taxas de juros, seja em função de perdas inesperadas com operações de crédito, ou outras razões. Por isso, também, reguladores do setor financeiro entendem que o nível de capital das instituições financeiras (adequação de capital) representa uma medida de sua capacidade de manterem-se solventes diante da multiplicidade de riscos a que estão expostas (SAUNDERS E CORNETT, 2008).

2.2 Teoria da Firma Bancária

A maioria dos grandes bancos realiza atividades de banco comercial e de banco de investimento. A atividade de banco comercial envolve, entre outras coisas, a captação de depósitos e atividades de crédito. Já a atividade de banco de investimento está relacionada à assessoria em fusões e aquisições, reestruturações societárias, decisões de finanças corporativas e gerenciamento de dívida e patrimônio (HULL, 2012).

Os bancos comerciais podem ser classificados como bancos de varejo ou de atacado. A atividade de banco de varejo consiste na captação de pequenos depósitos, de particulares ou empresas de pequeno porte, e o repasse, em forma de pequenos empréstimos, para a mesma classe de indivíduos. Já a atividade de banco de atacado envolve a prestação de serviços bancários para médios e grandes clientes corporativos, gestores de fundos e até mesmo para outras instituições financeiras (HULL, 2012).

De acordo com a concepção “clássica” de intermediação financeira, desenvolvida originalmente por Gurley & Shaw (1955), os bancos, ao criarem moeda, estão apenas intermediando a transferência de recursos (poupança) das unidades superavitárias para unidades deficitárias.

(PAULA, 1999, p. 1)

Gurley e Shaw (1955) definiram o papel dos bancos como:

- a) tomar emprestado fundos de unidades orçamentárias superavitárias, emitindo títulos em troca;
- b) transmitir os fundos recebidos para unidades orçamentárias deficitárias, recebendo títulos em troca; e
- c) trocar títulos com unidades orçamentárias que desejam ajustar suas posições relativas a títulos detidos.

Nesse caso, quando os bancos são os únicos intermediários, as unidades superavitárias podem optar por acumular riqueza na forma de ativos reais, títulos ou depósitos e moeda. Já as unidades deficitárias podem se financiar por meio de lucros retidos, emissão de títulos para as unidades superavitárias ou emissão de títulos para os bancos (GURLEY E SHAW, 1955).

Na mesma linha, Fama (1980) afirma que os bancos são intermediários financeiros que emitem depósitos e usam os recursos para comprar títulos. Segundo ele, a principal função dos bancos é a manutenção de um sistema de contas em que transferências de riqueza são realizadas. O autor faz uma distinção entre moeda e sistema de contas, afirmando que são métodos completamente diferentes para a troca de riqueza. Fama (1980) afirma que “a moeda é um meio físico que pode ser caracterizado como dinheiro, já o sistema de contas utiliza débitos e créditos para representar entradas e saídas de recursos, o que não necessita de qualquer meio físico ou do conceito de dinheiro” (Fama, 1980, p. 39. Tradução da autora).

Carvalho (1999) afirma que modelos de firma bancária mais ortodoxos, tradicionalmente, se concentram no problema da escolha do banco entre um ativo de rentabilidade representativa, empréstimos, e um ativo líquido, reservas monetárias. O autor afirma que a maioria desses modelos admite a quantidade de depósitos bancários como determinados de forma exógena, ou seja, considera-se que os bancos não são responsáveis por administrar seus passivos.

No desenvolvimento de estudos a respeito da economia monetária, porém, Tobin (1964) apresenta o que chamou de “nova visão”. De acordo com essa nova visão:

[...] a função essencial dos bancos e outros intermediários financeiros é satisfazer simultaneamente as preferências de portfólio de dois tipos de indivíduos ou empresas. De um lado estão os mutuários, que desejam ampliar seus estoques de ativos de estoques reais - imóveis residenciais, plantas produtivas e equipamentos, etc. - além dos limites de seu próprio patrimônio líquido. Do outro lado estão os credores, que desejam manter parte ou a totalidade de seu patrimônio líquido em ativos de valor monetário estável, com risco insignificante de inadimplência. Os ativos dos intermediários financeiros são obrigações dos mutuários de notas promissórias, obrigações, hipotecas. Os passivos dos intermediários financeiros são os ativos dos credores - depósitos bancários, apólices de seguro, direitos de pensão.

(TOBIN, 1963, p. 384-385; 1964, p. 3-4. Tradução da autora)

Segundo Tobin (1964), o nível de depósitos bancários e ativos é afetado tanto pelas preferências dos depositantes quanto pelas oportunidades, de emprestar e investir, disponíveis para os bancos. Assim, o comportamento dos bancos determina o tamanho de seus ativos e passivos.

A partir daí diversos modelos neoclássicos de firma bancária foram desenvolvidos. Esses modelos caracterizam os bancos como “firmas maximizadoras de lucro que procuram, de forma geral, atender as demandas dos tomadores e emprestadores de recursos até o ponto em que a receita marginal dos ativos se iguala ao custo marginal das obrigações” (PAULA, 1999, p. 2).

Esses modelos têm focado normalmente o problema da escolha pelo banco entre o ativo lucrativo (empréstimos) e um ativo líquido (reservas monetárias), buscando soluções de otimização na divisão de recursos entre *empréstimos*, que proporcionam retornos, e *reservas*, que devem ser detidas devido ao risco de iliquidez.

(PAULA, 1999, p. 2)

Um dos modelos, proposto por Klein (1971), buscou estabelecer uma teoria de forma a permitir o papel da estrutura de mercado e da concorrência no âmbito das relações estruturais que os bancos enfrentam.

Klein (1971) afirmava que as teorias anteriores se concentravam em um problema específico: a alocação de fundos de um banco entre estoques de ativos concorrentes. Segundo o autor, “um banco tem sido tratado não primariamente como uma empresa, mas como um investidor racional em um ambiente caracterizado por risco ou incerteza”. Assim, Klein (1971) afirma que a análise neoclássica da firma cedeu lugar à teoria da carteira (*Portfolio Theory*).

Na abordagem pós-keynesiana da firma bancária, segundo Paula (1999), os bancos, com base em suas expectativas sobre um futuro incerto, têm preferência pela liquidez, assim como qualquer outra firma, e formam seu portfólio buscando conciliar a lucratividade com sua escala de preferência pela liquidez. Além disso, “os bancos são vistos como agentes ativos que administram dinamicamente os dois lados de seus balanços” (PAULA, 1999, p.3).

A taxa de aplicação em operações ativas de um banco (em empréstimos e investimentos, por exemplo) precisa estar adequadamente relacionada com a taxa à qual esse banco está passivamente exposto em relação aos recursos líquidos recebidos de seus depositantes. Essa conclusão, segundo Keynes (1971), gerou a ideia, defendida por alguns banqueiros, de que, para o sistema bancário como um todo, a iniciativa caberia aos depositantes, e que os bancos

não poderiam emprestar mais do que os depósitos a eles confiados. Para o autor, no entanto, os economistas não poderiam aceitar isso como sendo o senso comum que aparentava ser.

Keynes (1971) afirma que a criação de passivos numa instituição depende também, em alguma medida, do movimento que ocorre nas outras instituições, pois o tomador de crédito de um banco pode utilizar os recursos obtidos para realizar pagamentos a clientes do mesmo banco ou de outros bancos. Na medida em que isso ocorre, em vez das operações ativas da instituição serem decorrentes das operações passivas, o que ocorre é o contrário. De acordo com o autor, isso ilustra um pouco do que acontece com o sistema bancário como um todo. Para Keynes (1971, p. 23, Tradução da autora), “cada presidente de banco sentado em sua sala pode considerar-se como o instrumento passivo de forças externas sobre as quais ele não tem controle; ainda as ‘forças externas’ podem ser nada além de seus pares, e certamente não os seus depositantes”.

Administrar o passivo envolve decisões relativas à composição desse passivo, tais como a proporção de cada tipo de obrigação e o grau de alavancagem – relação entre o patrimônio líquido e o ativo da total da instituição (PAULA, 1999).

[...] enquanto antes do início dos anos 60 os bancos procuravam aumentar sua lucratividade gerenciando seu portfólio de aplicações (ativo bancário) – por exemplo, substituindo empréstimos por aplicações em títulos de dívida pública, ou vice-versa – e depois de meados dos anos 60 eles passaram a almejar lucros buscando efetuar alterações na estrutura de suas obrigações (passivos) e aumentando sua razão de alavancagem.

(PAULA, 1999, p. 10)

De acordo com Paula (1999), as autoridades monetárias podem influenciar o volume e o preço do crédito bancário por meio de alterações nas taxas de juros ou ajustes no nível de requerimento de reservas bancárias. Porém, o volume final de oferta de crédito, segundo o autor, “resulta da resposta do sistema bancário às variações nas taxas de rentabilidade de suas diferentes operações ativas”.

2.3 Taxa de juros e preferência dos bancos pela liquidez

Carvalho (1999) afirma que a abordagem tradicional para a firma bancária, que expressa o seu problema de decisão em termos de depósitos, empréstimos e reservas, nunca foi totalmente adequada. Para Carvalho (1999), a Teoria da Preferência pela Liquidez, como uma teoria de gerenciamento do balanço patrimonial, permite retratar problemas de decisão dos bancos de uma forma mais precisa, pois seu ponto de partida é que “todos os ativos oferecem

um *mix* de retornos monetários esperados e um prêmio de liquidez, em oposição à abordagem tradicional, em que um ativo dá apenas retornos monetários e outro apenas de liquidez” (CARVALHO, 1999, p. 17. Tradução da autora).

Segundo Carvalho (1999), o problema de decisão de um banco passa a ser como distribuir seus recursos entre as diferentes opções de combinações específicas de retornos monetários esperados e prêmios de liquidez. Dessa forma, o autor refuta a ideia, da abordagem tradicional, de que os bancos apenas fazem escolhas entre empréstimos e reservas, ou fornecem passivamente qualquer quantidade de crédito que é demandada.

Preferências de liquidez dos bancos descrevem suas estratégias de balanço, não a sua demanda por dinheiro [...]. Por outro lado, os bancos com preferência pela liquidez não irão acomodar passivamente a demanda por crédito, mas vão comparar os retornos esperados e os prêmios de liquidez de todos os ativos disponíveis.

(CARVALHO, 1999, p. 17. Tradução da autora)

Na Teoria da Preferência pela Liquidez, Keynes (1971) afirma que, em um modelo em que há somente duas classes de ativos (moeda e títulos), as pessoas mantêm um estoque de dinheiro, seja sob a forma de depósitos bancários ou qualquer outra forma, por um ou outro dentre os três motivos a seguir:

- motivo transação: preferem dinheiro para financiar seus gastos, facilitando suas transações;
- motivo precaução: para fazer frente a imprevistos, uma vez que a moeda é considerada um ativo capaz de transportar riqueza no tempo; e
- motivo especulação: quando as taxas de juros sobem, as pessoas tendem a aplicar mais recursos em títulos e guardar menos dinheiro na forma de papel moeda; quando as taxas de juros baixam, a demanda por dinheiro aumenta.

Com base na premissa de que os agentes têm preferência pela liquidez, Keynes formula a Teoria da Taxa de Juros, segundo a qual “a taxa de juros [...] mede [...] o prêmio que tem que ser oferecido para induzir as pessoas a manter sua riqueza em alguma forma que não seja dinheiro em espécie” (KEYNES, 1937, p. 216. Tradução da autora). Keynes (1971) afirma que a taxa de juros é a recompensa por abrir mão da liquidez e é, também, uma medida da relutância daqueles que possuem dinheiro em se desfazer de seu controle de liquidez sobre ele. Assim, o autor considera que a taxa de juros é o “preço” que equilibra o desejo de manter riqueza, sob a forma de dinheiro, com a quantidade disponível de dinheiro. Tal como descreve Paula (2003), “os bancos, como qualquer agente que atua sob condições de incerteza, têm preferência pela liquidez e isto tem impacto nas suas condições de crédito”.

Paula (2003) afirma que “a estratégia dos bancos é definida de acordo com as suas percepções de risco e oportunidades de lucro”. Segundo ele, os bancos, com preferência pela liquidez, não acomodam passivamente a demanda por crédito, pois irão “comparar os retornos esperados com os prêmios de liquidez de todos os ativos que podem ser comprados”. De acordo com o autor, isso significa que a preferência pela liquidez pode reduzir a disponibilidade de crédito, independentemente do nível de risco relacionado aos empréstimos.

[...] Quando suas expectativas forem otimistas, os bancos privilegiarão rentabilidade à liquidez, procurando elevar prazos e submeter-se a maiores riscos com relação a seus ativos, diminuindo a margem de segurança (ativos líquidos/ativos ilíquidos) nas suas operações, o que resulta no crescimento da participação dos adiantamentos e de ativos de maior risco na composição de sua estrutura ativa, como os empréstimos de mais longo termo. Do contrário, se suas expectativas são pessimistas e a incerteza é alta, [...] eles expressam sua maior preferência pela liquidez dirigindo suas aplicações para ativos menos lucrativos, porém mais líquidos, o que faz declinar a oferta de crédito aos seus clientes.

(PAULA, 2006, p. 85)

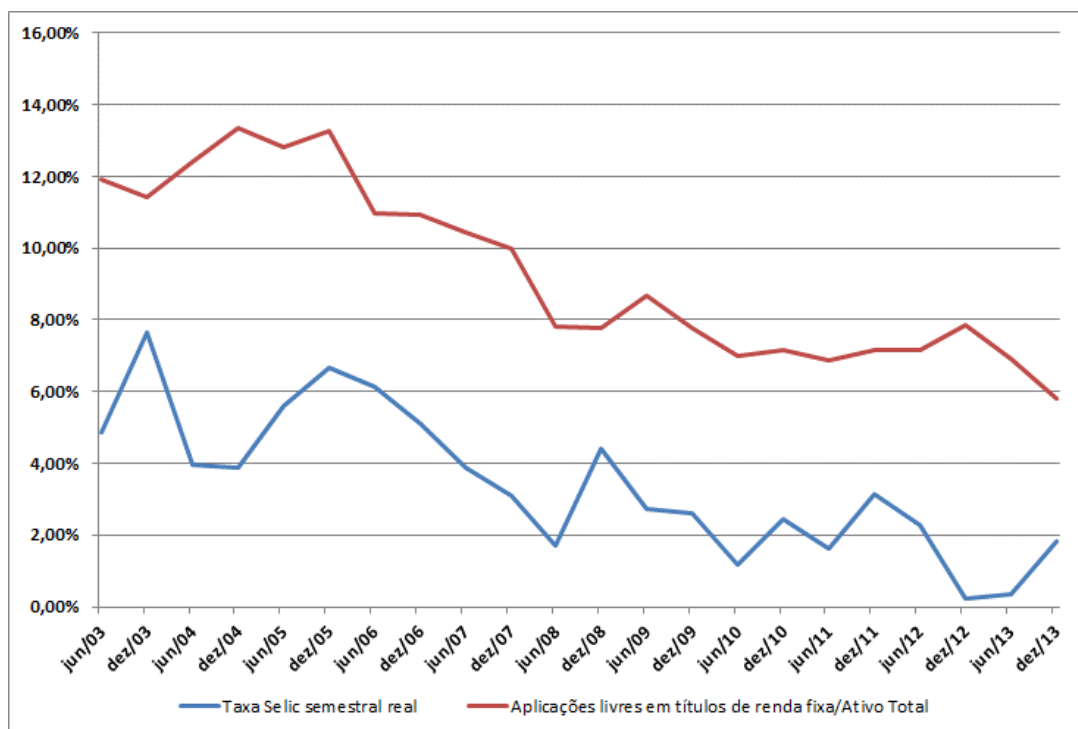
Paula (2006) afirma que a composição do portfólio de um banco busca conciliar lucratividade com sua escala de preferência pela liquidez. Na hipótese de expectativas pessimistas os bancos procurarão manter reservas ou comprar ativos de grande liquidez, como títulos emitidos pelo governo, diminuindo, em contrapartida, a participação das operações de crédito no total do ativo.

Como os recursos dos bancos são limitados, ao decidir aplicar em operações de crédito, por exemplo, ao invés de investir em títulos e papéis mais líquidos, os bancos estão abrindo mão da liquidez em troca de um retorno esperado maior. Considerando que os títulos da dívida pública são, em geral, ativo de baixo ou nenhum risco, altas taxas de juros desses papéis, quando comparadas às taxas de remuneração de outras opções de investimento, podem atrair o capital dos bancos, fazendo com que menos recursos sejam direcionados para a atividade fim dessas instituições, que é a intermediação financeira. Por outro lado, em períodos de baixa taxa de juros de títulos públicos e outros papéis de alta liquidez, os bancos buscam aumentar seus lucros migrando recursos para operações de menor liquidez e maior risco.

Quando taxas de juros reais elevadas são pagas por títulos públicos emitidos pelo governo, os bancos podem direcionar parcela maior de recursos disponíveis para aplicação nesse tipo de papel, cujo risco é mínimo e a rentabilidade passa a ser atrativa, sendo que o seu grau de liquidez é um argumento a mais para essa escolha. Essa situação pode ser constatada no Brasil, conforme demonstrado no Gráfico 3. É possível perceber que o nível de aplicações

das instituições financeiras em títulos de renda fixa acompanha o movimento da taxa de juros real da economia (Taxa Selic).

Gráfico 3 – Taxa Selic real x Aplicações em títulos de renda fixa, no período de junho de 2003 a dezembro de 2013



Fontes:

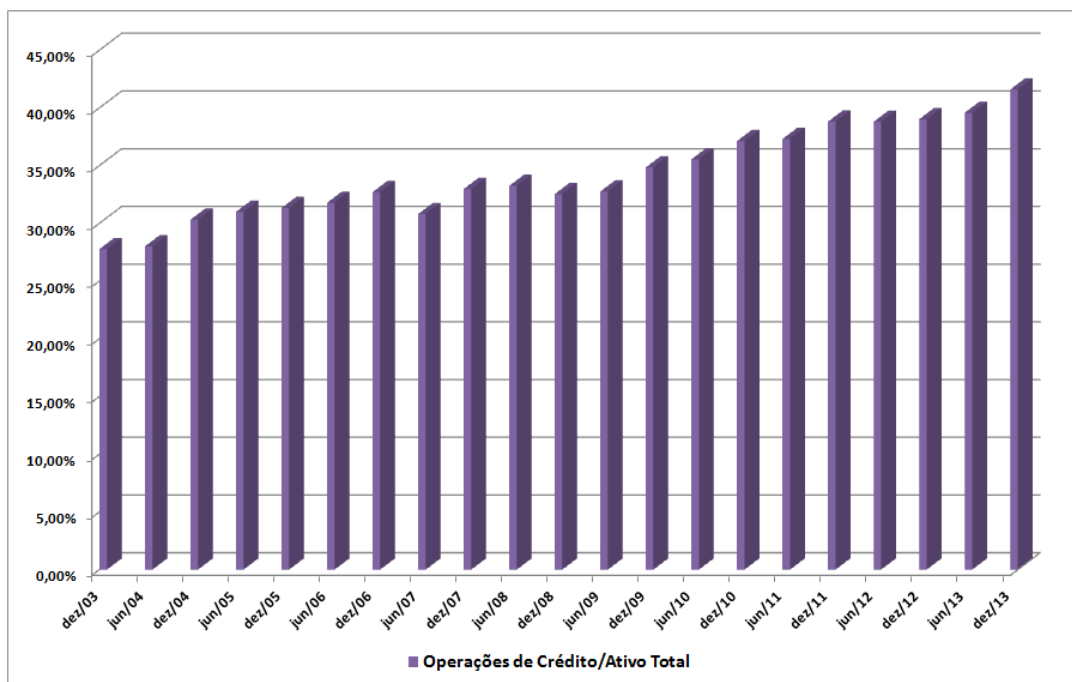
Banco Central do Brasil (<http://www4.bcb.gov.br/fis/cosif/balancetes.asp>) e (<http://www.bcb.gov.br/?SELICACUMUL>)

Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística – IBGE

(http://www.ibge.gov.br/home/estatistica/indicadores/precos/inpc_ipca/defaultseriesHist.shtm)

Nota: Os dados apresentados são referentes às instituições que compõem a amostra do estudo, conforme detalhado no item 3.1. As aplicações em títulos de renda fixa referem-se ao somatório das operações livres em título de renda fixa realizadas por essas instituições dividido pelo somatório dos seus ativos totais.

Em contrapartida, no mesmo período em que se observa a redução da taxa Selic e concomitante redução das aplicações em títulos de renda fixa, percebe-se que ocorre um incremento do direcionamento de recursos para operações de crédito, conforme apresentado no Gráfico 4.

Gráfico 4 – Operações de crédito, no período de junho de 2003 a dezembro de 2013

Fonte: Banco Central do Brasil (<http://www4.bcb.gov.br/fis/cosif/balancetes.asp>)

Nota: Os dados apresentados são referentes às instituições que compõem a amostra do estudo, conforme detalhado no item 3.1. O indicador refere-se ao somatório das operações de crédito realizadas por essas instituições dividido pelo somatório dos seus ativos totais.

2.4 Relação entre taxas de juros e risco bancário

No período que se seguiu ao ataque terrorista de 11 de setembro ao World Trade Center, as taxas de juros nominais atingiram níveis historicamente muito baixos. Por exemplo, a taxa do mercado monetário caiu de 6,24% em 2000 para 1,13% e 1,35% em 2003 e 2004, respectivamente. Esta política foi liderada principalmente por temores relacionados a uma desaceleração econômica devido à confiança ferida do consumidor. A redução acompanhada na área do Euro foi igualmente importante, dadas às analogias. A taxa do mercado monetário na área do Euro diminuiu de 4,38% em 2001 para 2,05% e 2,09% em 2004 e 2005, respectivamente. Além disso, o nível das taxas de juros desde 2002 manteve-se particularmente baixo, inferior a qualquer outro período de duração equivalente nas últimas três décadas.

(DELIS e KOURETAS, 2011, p. 840. Tradução da autora)

No cenário internacional, esse ambiente de taxas de juros baixas, do início até meados dos anos 2000, é visto como um elemento que desencadeou o aumento da propensão dos bancos a assumir riscos em busca de rendimento (DELIS e KOURETAS, 2011).

[...] a desregulamentação dos mercados financeiros, a criação de instrumentos financeiros complexos, governança corporativa pobre, mau desempenho das agências de *rating*, em vários casos [...] geraram as sementes da crise. A

segunda fonte está estabelecida no longo período de baixos níveis de taxas de juros em economias de mercado que levou à considerável expansão do crédito. Embora a desregulamentação dos mercados financeiros e o ambiente de baixas taxas de juros fossem percebidos por muitos economistas e profissionais como um veículo para o crescimento acelerado e prosperidade econômica [...], a gravidade da crise levou muitas economias desenvolvidas e emergentes para uma recessão.

(KOURETAS e TSOUMAS, 2013, p. 120. Tradução da autora)

Taxas de juros muito baixas são geralmente associadas a uma redução do *spread* bancário⁵, o que incentiva os bancos a assumirem maiores riscos como forma de obterem maiores rendimentos. Segundo Rajan (2005), baixas taxas de juros induzem um grau adicional de risco pró-cíclico nos mercados financeiros. De acordo com o autor, um ambiente de baixas taxas de juros após um período de altas taxas é particularmente problemático, pois não só incentiva os participantes a buscarem maiores rendimentos, mas também dá o impulso inicial aos preços dos ativos, o que pode levar a uma espiral ascendente, criando as condições para um claro e bagunçado realinhamento. O autor lembra que os bancos não conseguem transferir todos os riscos originados e, muitas vezes, têm que suportar a parte mais complicada e volátil desses riscos.

Dell’Ariccia e Marquez (2006) afirmam que problemas de seleção adversa que resultam de assimetrias de informação entre credores induzem os bancos a filtrar candidatos a clientes para evitar financiar os mutuários que são rejeitados pelos seus concorrentes. De acordo com os autores, quando a proporção de mutuários desconhecidos⁶ no mercado é suficientemente baixa, os bancos optam por filtrar os maus devedores, exigindo garantias suficientemente altas. No entanto, quando a proporção de mutuários não conhecidos na economia aumenta, como, por exemplo, durante a fase de expansão do ciclo de negócios, tais problemas de seleção adversa se tornam menos severos, reduzindo os padrões de crédito dos bancos. Dessa forma, segundo os autores, os bancos passam a oferecer contratos sem exigência de garantia, ou seja, passam a conceder crédito para todos os mutuários de forma indiscriminada.

Para Dell’Ariccia e Marquez (2006), a mudança de padrões de crédito rígidos (imposta por exigências de garantia) para um regime mais flexível, em que todos os mutuários obtêm crédito, leva a uma expansão do crédito que excede o aumento da demanda, o que desencadeia uma mudança de estratégias de crédito dos bancos. Em outras palavras, o aumento na demanda de crédito leva a um “*boom*” de empréstimos. Os autores afirmam que isso resulta em menor

⁵ “Em linhas gerais, o *spread* bancário consiste na diferença entre o custo de aplicação e de captação dos bancos.” (DIEESE, 2012)

⁶ Os autores pressupõem um modelo de um mercado de crédito em que os bancos têm informações particulares sobre a qualidade de crédito de alguns mutuários (“mutuários conhecidos”), mas não outros (“mutuários desconhecidos”).

rentabilidade dos bancos, maior crédito agregado e maior vulnerabilidade a choques macroeconômicos.

Nos Estados Unidos, credores hipotecários começaram a relaxar seus padrões de crédito por volta do ano 2000. Isso tornou possível a aquisição de um imóvel para muitas famílias que anteriormente haviam sido rejeitadas pelas instituições financeiras por terem classificação de risco de crédito de baixa qualidade (HULL, 2012).

A partir de 2007, os Estados Unidos experimentaram a pior crise financeira desde os anos 30. A crise se espalhou rapidamente a partir dos Estados Unidos para outros países, e dos mercados financeiros para a economia real. Algumas instituições financeiras faliram. Muitas outras tiveram que ser socorridas pelos governos nacionais. [...]

(HULL, 2012. Tradução da autora)

Para Cociuba, Shukayev e Ueberfeldt (2012), a recente crise financeira provocou interesse na relação entre taxas de juros “menor do que o ideal” e o comportamento de assunção de risco das instituições financeiras. De acordo com os autores, a regulação de capital é bem sucedida em reduzir a assunção de riscos, mas também reduz o bem estar. Uma regulamentação mais flexível teria potencial para reduzir a assunção de riscos na economia, ao mesmo tempo em que oferece maior bem estar. Assim, eles sugerem a determinação conjunta de regulação ótima de capital e política de juros ideal.

Na tentativa de encontrar explicações econômicas sobre as raízes da crise financeira mundial de 2007/2009, foi desenvolvida crescente literatura a respeito da relação entre taxa de juros e risco bancário (KOURETAS e TSOUMAS, 2013).

Alguns estudos (Jimenez et al., 2008; Ioannidou; Ongena; Peydro, 2009; Brissimis e Delis, 2009) relacionam alterações na taxa de juros com a política monetária. Esses estudos se concentram no “canal de assunção de risco da política monetária”. Esse assunto, no entanto, vai além do escopo do trabalho ora pretendido.

Ziadeh-Mikati (2013) estudou o caso dos bancos comerciais dos Estados Unidos, visando analisar o impacto de um longo período de política de baixas taxa de juros sobre o comportamento de risco dessas instituições. Seu estudo mostrou que, no período pré-crise, um longo período de taxas reais negativas está associado com a expansão de ativos dos bancos e maior taxa de crescimento de empréstimos, indicando com um deslocando do risco bancário em direção a ativos mais arriscados. Para o período pós-crise, um longo período de baixas taxas de juros não é mais associado a um aumento da assunção de risco, no entanto, é detectada a materialização do risco refletido em níveis mais elevados de empréstimos inadimplentes e provisões para perdas com empréstimos.

Na zona do Euro, um estudo empírico realizado por Delis e Kouretas (2011) analisou a relação entre o nível das taxas de juros e o risco assumido por 3.628 bancos, de 16 países, ao longo do período de 2001 a 2008. Depois disso, Kouretas e Tsoumas (2013) analisaram os países da Europa Central e Oriental (Bulgária, República Checa, Estônia, Hungria, Letônia, Lituânia, Polónia, Roménia, Rússia, Eslováquia e Eslovénia), com o objetivo de verificar se o ambiente de baixas taxas de juros desde o início dos anos 2000 aumentou a assunção de risco desses bancos.

Delis e Kouretas (2011) e Kouretas e Tsoumas (2013) citam dois indicadores, utilizados em seus trabalhos, como *proxies* do nível de risco assumido pelos bancos. O primeiro é a proporção de ativos de risco sobre ativos totais, denotado como Ativos de Risco - ATR. Os ativos de risco incluem todos os ativos bancários, exceto: dinheiro, títulos da dívida pública (a valor de mercado) e valores interbancários. Ou seja, o ativo de risco engloba todos os ativos bancários que estão sujeitos à reprecificação (alterações no valor, devido a mudanças nas condições de mercado ou alterações na qualidade de crédito). Segundo Delis e Kouretas (2011), um aumento do indicador de ativos de risco demonstra uma posição mais arriscada dos bancos.

O segundo indicador é a relação de créditos inadimplentes (inadimplência) sobre o crédito total, denotado como Créditos Inadimplentes - NPL⁷. De acordo com Delis e Kouretas (2011), o NPL reflete a qualidade dos ativos dos bancos, representando o potencial de exposição desfavorável a valores de mercado dos ativos, devido à deterioração da qualidade do crédito. De acordo com os autores, um valor alto para essa relação está associado a maior risco de crédito, uma vez que parte dos empréstimos inadimplentes irá resultar em perdas para o banco.

O NPL reflete o risco de crédito, enquanto o ATR engloba outras formas de ativos, além de operações de crédito e, portanto, representa uma medida mais universal de assunção de risco. Além disso, parte do NPL pode ter sido gerado devido a eventos macroeconômicos adversos que levam ao risco sistêmico e inadimplência de mutuários, e não devido ao aumento da propensão dos bancos em assumir riscos, que se reflete em um maior índice de ativos de risco (DELIS e KOURETAS, 2011).

O resultado de Delis e Kouretas (2011) indicou uma forte relação negativa entre as taxas de juros e a assunção de riscos dos bancos para as duas variáveis utilizadas como *proxies* para o risco bancário. Já os resultados do estudo Kouretas e Tsoumas (2013) nos países da Europa Central e Oriental, não corroboraram totalmente os resultados do estudo anterior, de Delis e Kouretas (2011). Kouretas e Tsoumas (2013) encontraram coeficientes positivos e

⁷ NPL – sigla em inglês para *non-performing loans*.

significativos para as taxas de juros empregadas quando a variável dependente utilizada é o ATR. No entanto, encontraram resultados opostos quando a variável dependente empregada é o NPL.

Considerando as divergências apresentadas nos resultados dos estudos anteriores (Delis e Kouretas, 2011; Kouretas e Tsoumas, 2013) em relação aos sinais dos coeficientes relativos às taxas de juros, aventa-se a hipótese de que as taxas de juros possam afetar, de forma distinta, o nível de exposição das instituições financeiras aos dois tipos de risco testados: o ATR e o NPL. Isso significa dizer que essa relação pode não ser negativa em todas as situações. O nível de taxa de juros pode estar negativamente associado a um tipo de risco e positivamente a outro, como foi observado nos países da Europa Central e Oriental, a depender de outros fatores, mais amplos, que podem estar relacionados a características do sistema financeiro, das instituições que o compõem ou da economia estudada. No presente estudo busca-se validar essa hipótese (H_2).

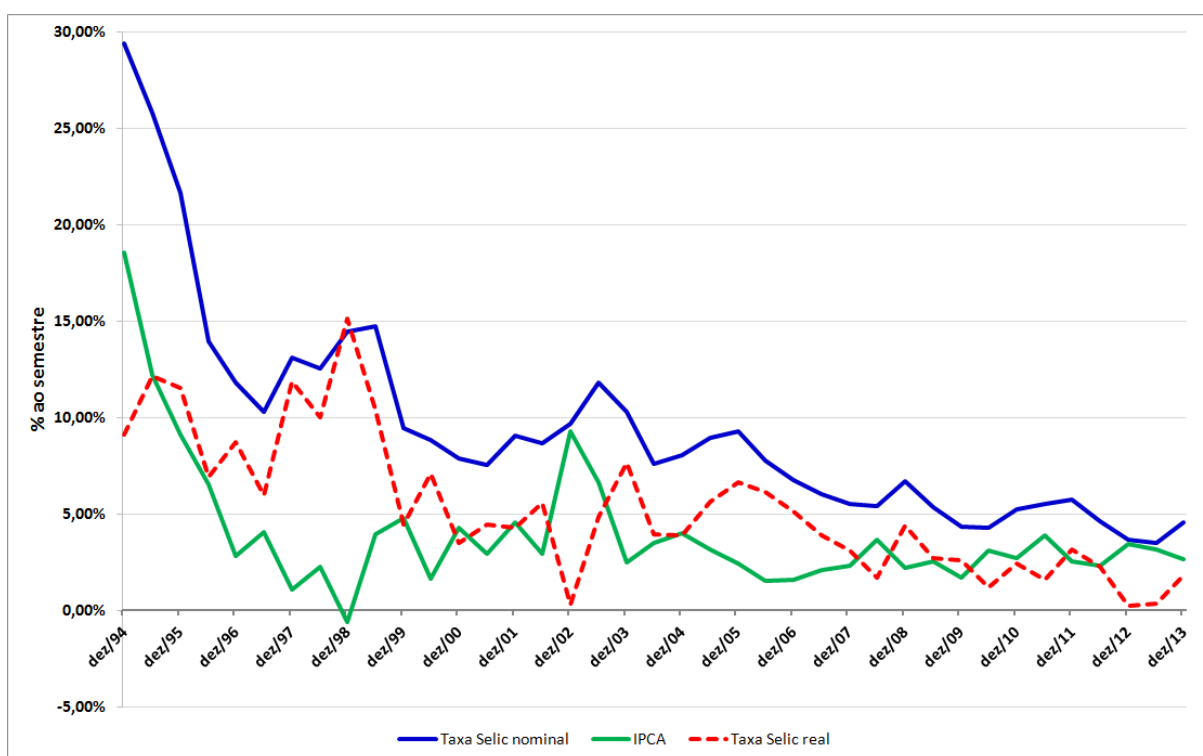
Com relação aos resultados diferentes obtidos por Kouretas e Tsoumas (2013), é preciso considerar que o estudo foi realizado em economias cujas características são distintas das economias estudadas por Delis e Kouretas (2011). Kouretas e Tsoumas (2013), afirmam que o setor bancário de economias em transição, tais como os países da Europa Central e Oriental, mudou substancialmente nos últimos 15 anos. De acordo com os autores, embora as taxas de juros nas economias dos países da Europa Central e Oriental não tenham atingido níveis extremamente baixos como os observados nos EUA, na zona do Euro e em outros países desenvolvidos, o nível de taxas de juros nessa região sofreu uma drástica redução na última década. Segundo os autores, após a crise monetária russa, em 1998, houve uma mudança na política monetária adotada que se refletiu em uma acentuada queda na taxa de juros, tanto de longo prazo quanto de curto prazo. Esse declínio se tornou mais evidente no período que antecedeu a entrada desses países na União Europeia, em maio de 2004. Diante disso, os autores argumentam que, para essas economias, uma taxa de juros de cinco por cento ao ano pode ser considerada baixa devido a circunstâncias especiais. Para Kouretas e Tsoumas (2013), é interessante examinar o comportamento de risco dos bancos em um cenário tão diversificado de condições macroeconômicas que, no entanto, também se caracteriza pela redução geral das taxas de juros praticadas.

No Brasil também se acompanhou uma trajetória de queda da taxa Selic nos últimos anos, principalmente a partir do Plano Real. As taxas nominais, que variavam entre 20% e 30% ao ano (final da década de 90) caíram para níveis inferiores a 10% a.a. (a partir de 2009), conforme se observa no Apêndice A. Essa tendência pode ser observada também para o período

explícito deste estudo (2003 – 2013). A Taxa Selic anual teve redução de quase 65% nesse período, passando de 23,35%, em 2003, para 8,22% em 2013, conforme detalhado no Apêndice A. Se desconsiderarmos os efeitos da inflação do período, a taxa Selic chegou a patamares inferiores a 1% ao ano entre os anos de 2012 e 2013, conforme demonstrado no Apêndice B.

Ainda que, atualmente, haja um movimento de elevação das taxas de juros no país, o cenário de redução dessas taxas desde o Plano Real, demonstrado no Gráfico 5, nos permite afirmar que a situação do Brasil não é muito diferente da situação dos países estudados por Kouretas e Tsoumas (2013). Diante disso, é possível que o risco das instituições financeiras que atuam no Brasil também esteja associado ao movimento de taxas de juros mais baixas que se observou no país, hipótese (H_1) que se buscou validar neste estudo.

Gráfico 5 – Taxa Selic nominal, Taxa Selic real e IPCA, semestrais, no período de dezembro de 1994 a dezembro de 2013



Fontes:

Banco Central do Brasil (<http://www.bcb.gov.br/?SELICACUMUL>)

Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística – IBGE

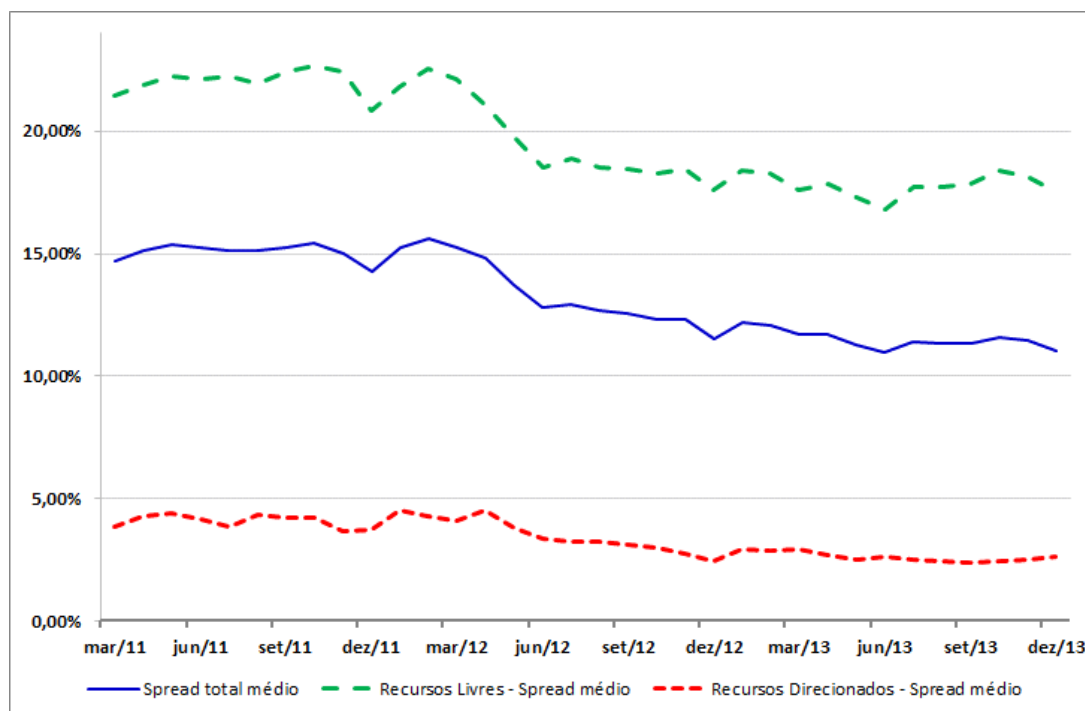
(http://www.ibge.gov.br/home/estatistica/indicadores/precos/inpc_ipca/defaultseriesHist.shtm)

Em geral, um ambiente de baixa taxa de juros leva a redução do *spread* bancário e assimetrias de informação. Além disso, como consequência das baixas taxas e *spread* reduzido, os bancos relaxam seus padrões de empréstimos e acabam assumindo um nível maior de risco

em busca de maiores retornos (DELIS e KOURETAS, 2011; KOURETAS e TSOUMAS, 2013).

No Brasil é possível observar essa redução do *spread* bancário, que coincide com o período em que a economia do país atingiu os menores níveis históricos da Taxa Selic (2012 – 2013), conforme demonstrado no Gráfico 6⁸. O *spread* bancário total médio reduziu de 15%, em 2011, para 11% em 2013.

Gráfico 6 – *Spread* bancário mensal, no período de março de 2011 a dezembro de 2013



Fonte: Banco Central do Brasil (<http://www.bcb.gov.br/?serietemp>)

Nota: Este indicador está disponível apenas a partir de março de 2011, razão pela qual não foram apresentados dados de períodos anteriores.

Apesar da visível redução das taxas de juros no país, um estudo do Dieese (2012) indica que o *spread* bancário no Brasil ainda permanece muito alto em relação às economias com condições similares, conforme pode ser observado no gráfico do Anexo 1:

Segundo dados do BCB, em janeiro de 2012 enquanto a taxa média paga para aplicações financeiras no Brasil estava em 38,0% ao ano, a taxa média de captação era de 10,2% ao ano, resultando em um *spread* de cerca de 27,8 pontos percentuais ao ano, distante da realidade dos *spreads* bancários praticados em algumas economias latino-americanas como: a Argentina, 3,39 p.p ao ano; Chile, 4,49 p.p a.a.; México, 3,82 p.p ao ano; Colômbia, 7,37 p.p

⁸ Ver explicações sobre operações de crédito com recursos livre e operações de crédito com recursos direcionados no item **3.8 Limitações da pesquisa**.

a.a.; Bolívia, 9,61 p.p a.a., de acordo com dados do Fundo Monetário Internacional (FMI).

(DIEESE, 2012)

Dessa forma, não seria estranho encontrar, no Brasil, resultados diferentes dos encontrados em outros países, tendo em vista que os *spreads* no país não chegaram a atingir níveis extremamente baixos. Assim, mesmo com a redução das taxas de juros, pode-se dizer que os retornos dos bancos ainda se apresentaram elevados no período.

Este estudo testa, também, a hipótese (H_3) de a exposição das instituições financeiras ao risco ser afetada tanto pelas taxas de juros do período corrente (t), quanto pelas taxas de juros do período imediatamente anterior ($t - 1$). O que se busca verificar, com isso, é se a estrutura de ativos e o nível de risco apresentados pelas instituições financeiras no período corrente, resultar de alterações ocorridas nas taxas de juros no período anterior. Isso indicaria que essas instituições levam algum tempo para reagir a mudanças nas taxas de juros e realocar seus recursos entre ativos de maior e menor risco.

Essa hipótese tem como base a afirmação de alguns autores (Laeven e Majnoni, 2003; Bikker e Metzmakers, 2005) de que o indicador de empréstimos inadimplentes (NPL) tende a ser altamente pró-cíclico e não reflete uma posição atual, mas sim, passada. Além disso, levando em consideração que o indicador NPL representa as operações de crédito classificadas como de riscos E a H, ou seja, operações com atrasos superiores a 90 dias, é compreensível que os efeitos decorrentes de alterações nas taxas de juros em determinado período só sejam, de fato, refletidos no período seguinte.

3 MÉTODOS E PROCEDIMENTOS

Nesta seção são identificadas e descritas as características da população de estudo, a amostragem, os procedimentos de coleta de dados e a técnica adotada para análise dos dados.

3.1 População de estudo e amostragem

Seguindo a mesma linha dos estudos de Delis e Kouretas (2011) e Kouretas e Tsoumas (2013), para o propósito deste trabalho, foram utilizadas informações contábeis de instituições financeiras atuantes no Brasil e classificadas pelo BCB como integrantes do grupo Consolidado Bancário I, conforme definições a seguir:

- Instituições Bancárias Independentes I: Instituições financeiras do tipo Banco Comercial, Banco Múltiplo com Carteira Comercial ou Caixa Econômica que não integrem conglomerado.
- Conglomerado Bancário I: Conglomerado composto de pelo menos uma instituição do tipo Banco Comercial ou Banco Múltiplo com Carteira Comercial.
- Consolidado Bancário I: Conjunto de instituições bancárias do tipo Conglomerado Bancário I e Instituições Bancárias Independentes I.

Os bancos de investimento não fazem parte da população de estudo porque não recebem depósitos e, portanto, não se enquadram na discussão teórica deste trabalho. Os dados coletados para o estudo são séries temporais semestrais e foram obtidos a partir dos balancetes das referidas instituições, disponíveis no site do BCB na internet, do período de 2003 a 2013, totalizando 22 semestres. Para as instituições que participavam de conglomerado financeiro no período, esses dados correspondem aos do conglomerado; para as instituições independentes (que não participam de conglomerado financeiro), correspondem aos da própria instituição. Segundo informações do relatório Top 50⁹, divulgado periodicamente pelo BCB, na data-base dezembro de 2013, o Consolidado Bancário I era formado por 96 instituições.

A amostra é composta por todas as instituições independentes e conglomerados financeiros que se encontravam em atividade operacional em todos semestres do período analisado. Como resultado, a amostra englobou 40 conglomerados financeiros e 33 instituições independentes. Considerando-se a data-base de dezembro de 2013, os ativos totais das instituições integrantes dessa amostra (73 instituições) representam, em relação à população

⁹ Disponível no site do BCB na internet: <http://www4.bcb.gov.br/top50/port/top50.asp>

(96 instituições), mais de 97% do total. Além disso, a amostra em questão é representativa de 82% dos ativos totais do Sistema Financeiro Nacional (SFN) naquela data base.

Os dados foram organizados em um painel desbalanceado, uma vez que, para algumas variáveis utilizadas no estudo, não havia dados para todas as instituições da amostra em todos os períodos.

Convém destacar que alguns dados considerados *outliers* foram excluídos do painel. Segundo Brooks (2014), *outliers* são observações que estão a “um longo caminho” distantes das outras, e não parecem se encaixar com o padrão geral do resto dos dados. Ainda segundo o autor, existe um *trade-off* entre a necessidade de remover observações atípicas que podem ter um impacto indevido sobre as estimativas da regressão e gerar resíduos não normais, por um lado, e a noção de que cada ponto representa uma peça útil de informações, por outro. Assim, para remover os dados considerados *outliers*, foi realizada uma análise individualizada dos dados que se apresentaram discrepantes do padrão, sendo excluídos apenas aqueles que foram identificados como sendo distorções das variáveis calculadas, em função de resultados anormais registrados por uma instituição em determinado período.

As informações detalhadas sobre a população de estudo e a amostragem são apresentadas no Apêndice C.

3.2 Modelo econométrico

Com o propósito de responder as questões da pesquisa e testar as hipóteses formuladas foram realizadas regressões utilizando o método de mínimos quadrados generalizados (GLS - *Generalized Least Squares*) com dados em painel desbalanceado de efeitos fixos. Para algumas regressões foram feitas correções de endogeneidade entre variáveis, de acordo com cada caso, conforme explicado no item 3.7.1.

Os modelos econométricos escolhidos são semelhantes aos modelos utilizados por Delis e Kouretas (2011) e Kouretas e Tsoumas (2013). Para verificar a associação entre as variáveis do estudo, os modelos empíricos gerais foram especificados da seguinte forma:

$$R_{i,t} = \alpha + \beta_1 r_{i,t-1} + \beta_2 tx_{i,t} + \beta_3 vc_{i,t} + \beta_4 PIB_t + u_{i,t} \quad (1)$$

$$R_{i,t} = \alpha + \beta_1 r_{i,t-1} + \beta_2 tx_{i,t-1} + \beta_3 vc_{i,t} + \beta_4 PIB_t + u_{i,t} \quad (2)$$

onde, a variável risco, $r_{i,t}$, em que i representa a instituição e t o tempo, é escrita como uma função da própria variável defasada em um período $r_{i,t-1}$, da taxa de juro variável, $tx_{i,t}$, um

conjunto de variáveis de controle específicas de banco (institucionais), $vc_{i,t}$ ¹⁰; a taxa de crescimento da economia brasileira, PIB_t e $u_{i,t}$, a variância da variável risco não explicada pelo modelo.

Para verificar o impacto das variações das taxas de juros nas variações do nível de exposição ao risco dos bancos, os dois trabalhos citados utilizaram um modelo modificado, com as mesmas variáveis do modelo original, analisando-as em primeira diferença. O mesmo procedimento foi adotado no presente trabalho, resultando nos seguintes modelos GLS:

$$\Delta r_{i,t} = \alpha + \gamma_1 \Delta r_{i,t-1} + \gamma_2 \Delta tx_{i,t} + \gamma_3 \Delta vc_{i,t} + \gamma_4 \Delta PIB_t + u_{i,t} \quad (3)$$

$$\Delta r_{i,t} = \alpha + \gamma_1 \Delta r_{i,t-1} + \gamma_2 \Delta tx_{i,t-1} + \gamma_3 \Delta vc_{i,t} + \gamma_4 \Delta PIB_t + u_{i,t} \quad (4)$$

onde Δ denota a variação da respectiva variável de um período para o outro.

Kouretas e Tsoumas (2013) justificam a inclusão da variável risco defasada (r_{it-1}) para explicar possível persistência. Brooks (2014) afirma que a utilização de variáveis defasadas pode capturar importante estrutura dinâmica na variável dependente que pode ser causada por vários fatores, tais como inércia da variável dependente ou uma reação excessiva do mercado financeiro a boas ou más notícias. Brooks (2014) afirma, ainda, que um modelo que permita variáveis defasadas é capaz de reduzir e, eventualmente, até remover, a correlação serial que pode estar presente nos resíduos do modelo estático.

Os modelos utilizados no presente trabalho se destacam dos modelos de referência, de Delis e Kouretas (2011) e Kouretas e Tsoumas (2013), uma vez que utilizam não apenas as taxas de juros do período corrente (t), mas também as taxas de juros do período imediatamente anterior ($t - 1$), além de incluir taxas de juros reais (deflacionadas pelo índice de inflação do país, conforme detalhado no item 3.2.1.2).

3.2.1 Definições das variáveis

Nesta seção são apresentadas as variáveis dependentes, independentes e as variáveis de controle específicas de banco utilizadas nos modelos econométricos deste estudo, às quais foram obtidas a partir das informações contábeis das instituições financeiras que fazem parte da amostra.

É por meio da análise da evolução de determinadas contas contábeis que são obtidos os indicadores econômicos e financeiros das empresas, como, por exemplo, a estrutura de capital,

¹⁰ As variáveis institucionais são apresentadas no item 3.2.1.3.

a rentabilidade, o índice de liquidez, etc. Da mesma forma, o grau de risco assumido por um banco também pode ser mensurado a partir das informações disponíveis em suas demonstrações contábeis. Assim, para a determinação das variáveis em questão, são utilizados dados dos balancetes semestrais das referidas instituições, disponíveis no site do BCB na internet.

Os aspectos relevantes para a compreensão das variáveis utilizadas no estudo são apresentados a seguir. O resumo das variáveis utilizadas no trabalho e a síntese dos resultados (sinais) esperados para os coeficientes das regressões se encontram no Tabela 3.

3.2.1.1 Risco bancário

Segundo Kouretas e Tsoumas (2013), o comportamento de risco do banco é moldado com base em características do balanço patrimonial e da demonstração de resultados. Em seus trabalhos, Delis e Kouretas (2011) e Kouretas e Tsoumas (2013), utilizaram dois indicadores como *proxies* do nível de risco assumido pelos bancos:

- Ativos de Risco (ATR): proporção de ativos de risco em relação aos ativos totais; e
- Créditos Inadimplentes (NPL): proporção de créditos inadimplentes (inadimplência) em relação ao crédito total.

Baselga-Pascual, Trujillo-Ponce e Cardone-Riportella (2013) também utiliza o índice de crédito inadimplente (NPL) como variável representativa de risco. Além disso, os autores utilizam outro indicador, conhecido como *z-score*. Esta métrica é definida como o número de desvios padrão que o retorno sobre o ativo de um banco precisa cair, a partir da média, para o banco se tornar insolvente. O *z-score* é considerado por alguns autores (Laeven e Majnoni, 2003; Bikker e Metzmakers, 2005; Baselga-Pascual; Trujillo-Ponce; Cardone-Riportella, 2013) uma melhor medida de risco do banco do que o NPL porque os empréstimos inadimplentes tradicionalmente refletem uma posição passada e, segundo os autores, são altamente pró-cíclicos. Além disso, o NPL mede somente o risco de crédito, enquanto o *z-score* é uma medida geral de risco bancário que captura não só o risco de crédito, mas também os riscos de liquidez e de mercado (KÖHLER, 2012; BASELGA-PASCUAL; TRUJILLO-PONCE; CARDONE-RIPORTELLA, 2013).

Em estudo realizado no Brasil, inspirado no modelo implementado por Delis e Kouretas (2011), Tabak, Gomes e Medeiros Júnior. (2012) utilizam como variáveis de mensuração de risco: ativos de risco, empréstimos inadimplentes e o *z-score*. Em seu trabalho, a variável dependente NPL é definida como o índice representado pela soma dos empréstimos com níveis

Tabela 3 – Síntese dos resultados (sinais) esperados dos coeficientes das regressões

Variáveis	Descrição	Notação	Sinais esperados	Fonte	Literatura
Variáveis dependentes					
Ativo de risco	Total de ativo de risco / Ativo total (%)	ATR		Demonstrações contábeis (BCB)	Delis e Kouretas (2011), Tabak, Gomes e Medeiros Júnior (2012), Kouretas e Tsoumas (2014)
Créditos inadimplentes - NPL (<i>Non Performing Loans</i>)	Total de créditos inadimplentes da carteira (com atraso superior a 90 dias) / Carteira de crédito total (%)	NPL		Demonstrações contábeis (BCB)	Delis e Kouretas (2011), Tabak, Gomes e Medeiros Júnior (2012), Kouretas e Tsoumas (2014)
Variáveis Explicativas					
Variável dependente defasada	Variável dependente em ($t-1$)	ATR(-1) NPL(-1)	(+)	Demonstrações contábeis (BCB)	Delis e Kouretas (2011), Baselga-Pascual, Trujillo-Ponce e Cardone-Riportella (2013), Kouretas e Tsoumas (2014)
Variáveis institucionais (específicas de banco)					
Tamanho	Logaritmo natural do Ativo total real (a valores constantes de 2003)	Tam	(+)	Demonstrações contábeis (BCB)	Delis e Kouretas (2011), Tabak, Gomes e Medeiros Júnior (2012), Baselga-Pascual, Trujillo-Ponce e Cardone-Riportella (2013), Kouretas e Tsoumas (2014)
Capitalização	Estrutura de Capital = Patrimônio líquido / Ativo total (%)	Cap	(+/-)	Demonstrações contábeis (BCB)	Delis e Kouretas (2011), Tabak, Gomes e Medeiros Júnior (2012), Baselga-Pascual, Trujillo-Ponce e Cardone-Riportella (2013), Kouretas e Tsoumas (2014)
Rentabilidade	Lucro antes do I.R. / Ativo total ($t-1$) (%)	Rent	(+/-)	Demonstrações contábeis (BCB)	Delis e Kouretas (2011), Tabak, Gomes e Medeiros Júnior (2012), Baselga-Pascual, Trujillo-Ponce e Cardone-Riportella (2013), Kouretas e Tsoumas (2014)
Eficiência	Receitas totais / Despesas totais (%)	Ef	(-)	Demonstrações contábeis (BCB)	Delis e Kouretas (2011), Tabak, Gomes e Medeiros Júnior (2012), Baselga-Pascual, Trujillo-Ponce e Cardone-Riportella (2013), Kouretas e Tsoumas (2014)
Variáveis macroeconômicas					
Crescimento econômico	Taxa de crescimento real anual do Produto Interno bruto (PIB) (%)	PIB	(+/-)	IBGE	Delis e Kouretas (2011), Baselga-Pascual, Trujillo-Ponce e Cardone-Riportella (2013), Kouretas e Tsoumas (2014)
Taxa de juros da economia	Taxa Selic semestral	Selic	(-)	BCB	Delis e Kouretas (2011), Baselga-Pascual, Trujillo-Ponce e Cardone-Riportella (2013), Kouretas e Tsoumas (2014)
Taxa de juros de longo prazo	Taxa de Juros de Longo Prazo (TJLP) semestral	TJLP	(-)	BCB	Delis e Kouretas (2011), Kouretas e Tsoumas (2014)
Taxa de juros em nível de banco	Taxa de juros das operações de crédito (ao semestre) = Renda de operações de crédito / Carteira de crédito total média	Tx_OPC	(-)	Demonstrações contábeis (BCB)	Delis e Kouretas (2011)

Fontes: trabalhos citados.

de risco E, F, G e H em relação ao crédito total. Delis e Kouretas (2011), no entanto, afirmam que tal medida, como o *z-score*, é melhor interpretada como risco de insolvência e não como medida de assunção de risco dos bancos. O *z-score* também pode representar a medida de solidez do banco, uma vez que o *z-score* é entendido como uma medida inversa da probabilidade de insolvência. De acordo com Baselga-Pascual, Trujillo-Ponce e Cardone-Riportella (2013), um *z-score* maior implica que o banco incorre em menos riscos e, portanto, é mais estável.

Outro indicador, utilizado no Brasil como *proxy* de risco das instituições financeiras, é o requerimento mínimo de capital do BCB. Até 2007, o Patrimônio Líquido Exigido (PLE) era o principal limite operacional das instituições financeiras. O Índice de Basiléia (Índice de Adequação de Capital) recomendava a relação mínima de 8% entre o Patrimônio de Referência (PR) e os riscos ponderados (Fator F). Com a edição da Resolução CMN nº 3.490, de 29 de agosto de 2007, o PLE foi substituído pelo Patrimônio de Referência Exigido (PRE). Além disso, no Brasil, a Circular BCB nº 3.360, de 12 de setembro de 2007, ampliou o fator F para 11%.

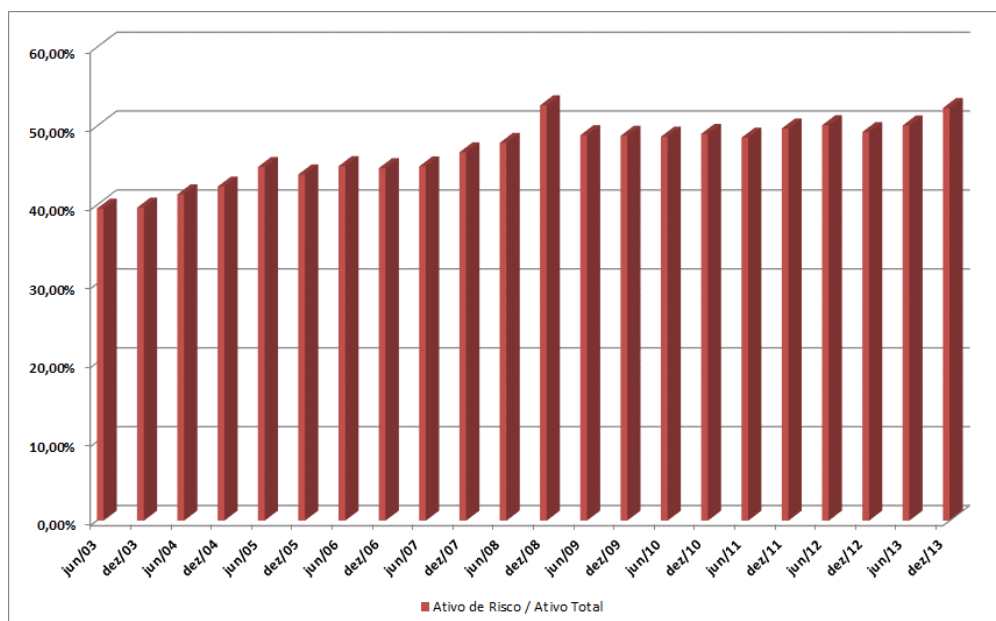
A Resolução nº 3.490, de 2007, foi revogada, a partir de 1º de outubro de 2013, pela Resolução CMN nº 4.193, de 1º de março de 2013. A partir da Resolução nº 4.193, de 2013, o cálculo do requerimento mínimo de capital passou a ser apurado com base no montante dos ativos ponderados pelo risco – *Risk Weighted Assets* (RWA¹¹), indicador que resulta da soma de parcelas que correspondem aos diversos tipos de risco aos quais uma instituição financeira está sujeita.

No presente trabalho optou-se por adotar, como *proxies* de risco, o ativo de risco – ATR e o crédito inadimplente - NPL, mesmas variáveis utilizadas nos modelos de Delis e Kouretas (2011) e Kouretas e Tsoumas (2013). Os Gráficos 7 a 10 demonstram o comportamento dessas variáveis no período analisado.

A variável *z-score* não foi escolhida, pois apresenta relação inversa quando comparada às demais *proxies* de risco. Para análise dos indicadores de ATR e NPL, quanto maior o indicador, maior o risco que ele representa. Já no caso do *z-score*, quanto menor o indicador, maior o risco que ele representa. Quanto ao requerimento mínimo de capital de Basileia, as várias modificações sofridas pelo indicador no decorrer dos últimos anos impossibilita a sua utilização no presente trabalho, uma vez que os critérios para a sua apuração são diferentes ao longo do tempo.

¹¹ RWA = sigla em inglês - *Risk Weighted Assets* (Ativos Ponderados pelo Risco).

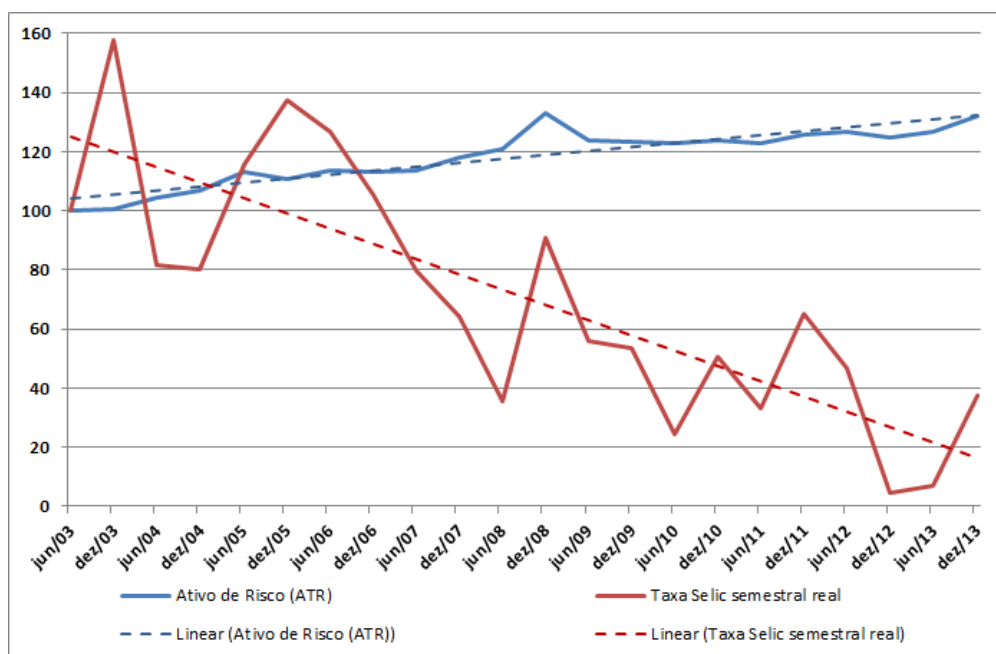
Gráfico 7 – Ativo de risco, no período de junho de 2003 a dezembro de 2013



Fonte: Banco Central do Brasil (<http://www4.bcb.gov.br/fis/cosif/balancetes.asp>)

Nota: Os dados apresentados são referentes às instituições que compõem a amostra do estudo, conforme detalhado no item 3.1. O indicador refere-se ao somatório das operações de risco realizadas por essas instituições dividido pelo somatório dos seus ativos totais.

Gráfico 8 – Ativo de Risco X Taxa Selic semestral real, no período de junho de 2003 a dezembro de 2013



Fontes:

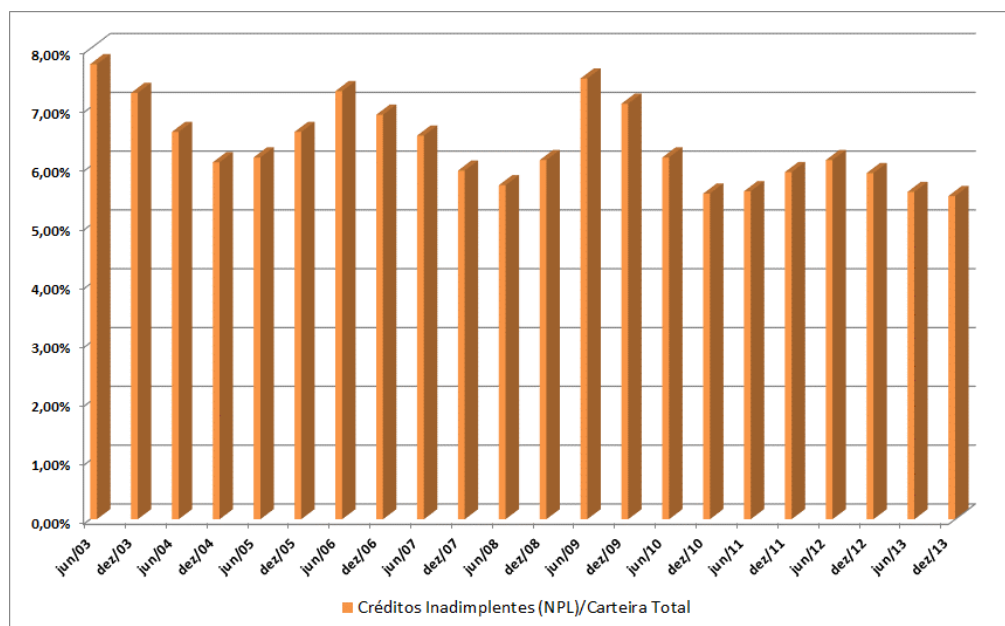
Banco Central do Brasil (<http://www4.bcb.gov.br/fis/cosif/balancetes.asp>) e

(<http://www.bcb.gov.br/?SELICACUMUL>)

Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística – IBGE

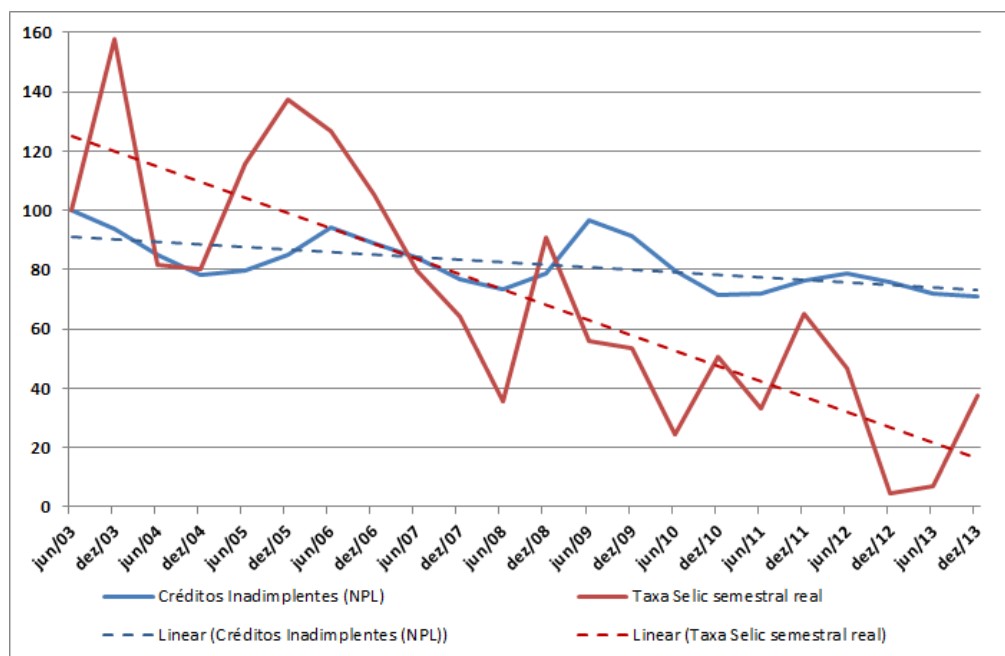
(http://www.ibge.gov.br/home/estatistica/indicadores/precos/inpc_ipca/defaultseriesHist.shtm)

Nota: Para o gráfico foram utilizados números índice com data-base junho/2003. Os dados apresentados são referentes às instituições que compõem a amostra do estudo, conforme detalhado no item 3.1.

Gráfico 9 – Créditos bancários inadimplentes, no período de junho de 2003 a dezembro de 2013

Fonte: Banco Central do Brasil (<http://www4.bcb.gov.br/fis/cosif/balancetes.asp>)

Nota: Os dados apresentados são referentes às instituições que compõem a amostra do estudo, conforme detalhado no item 3.1. O indicador refere-se ao somatório das operações de crédito inadimplentes (com atraso superior a 90 dias) realizadas por essas instituições dividido pelo somatório de suas carteiras de crédito totais.

Gráfico 10 – Créditos bancários inadimplentes X Taxa Selic semestral real, no período de junho de 2003 a dezembro de 2013

Fontes:

Banco Central do Brasil (<http://www4.bcb.gov.br/fis/cosif/balancetes.asp>) e (<http://www.bcb.gov.br/?SELICACUMUL>)

Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística – IBGE

(http://www.ibge.gov.br/home/estatistica/indicadores/precos/inpc_ipca/defaultseriesHist.shtm)

Nota: Para o gráfico foram utilizados números índice com data-base junho/2003. Os dados apresentados são referentes às instituições que compõem a amostra do estudo, conforme detalhado no item 3.1.

3.2.1.2 Taxa de juros

A análise empírica realizada por Delis e Kouretas (2011) revelou uma forte relação negativa entre a exposição dos bancos ao risco e as taxas de juros, independentemente da variável utilizada como *proxy* para as taxas de juros. Para estudar a relação entre o nível geral das taxas de juros bancárias e a assunção de riscos dos bancos, Delis e Kouretas (2011) fizeram experiências com diversas taxas de juros, incluindo as taxas de curto prazo, longo prazo, taxa do Banco Central e a taxa de juros em nível de banco. Basicamente, a taxa de curto prazo é a média anual da taxa interbancária para três meses, a taxa de longo prazo é a média anual dos rendimentos dos títulos de 10 anos do governo, e a taxa do Banco Central é a taxa praticada pelo Banco Central Europeu para os países da zona do Euro. Para o indicador de taxa de juros em nível de banco, os autores utilizaram a relação das receitas de juros de empréstimos sobre empréstimos totais. Esse índice mostra o “preço médio” dos empréstimos que cada banco cobra sobre seus clientes.

O presente trabalho se destaca dos estudos de referência, de Delis e Kouretas (2011) e Kouretas e Tsoumas (2013), uma vez que utiliza não apenas as taxas de juros do período corrente (t), mas também as taxas de juros do período imediatamente anterior ($t - 1$), além de incluir taxas de juros reais. A inclusão, no modelo, das taxas de juros do período anterior ($tx_{i,t-1}$) se justifica, tendo em vista que as instituições podem levar certo tempo para reagir a mudanças nas taxas de juros e realocar seus recursos entre os diversos tipos de ativos, de maior ou menor risco. Dessa forma, é plausível acreditar que a estrutura de ativos dos bancos e o nível de risco dados no período corrente (t), possam resultar, em parte, de alterações percebidas nas taxas de juros em período anterior ($t - 1$), refletindo, assim, uma reação dessas instituições a eventos ocorridos no passado recente.

Segundo Gujarati (2006, p. 529), “na economia, a dependência de uma variável Y (variável dependente) em relação a uma ou mais variáveis X (variáveis explanatórias) raramente é instantânea. Muitas vezes, Y reage a X após certo tempo. Esse intervalo é chamado de *defasagem*”. Ainda, segundo Gujarati (2006, p. 529):

Na análise de regressão de regressão que envolve séries temporais, os modelos que incluem não apenas os valores correntes das variáveis explanatórias (os X) mas também os valores defasados (passados) dessas variáveis são denominados *modelos de defasagens distribuídas*. Se o modelo inclui um ou mais valores defasados da variável dependente ele é denominado *modelo autorregressivo*.

Existem testes específicos para identificar qual o número adequado de defasagens a ser

utilizado no modelo econométrico. Tais testes se aplicariam ao presente trabalho caso os dados em questões fossem mensais. No entanto, por serem utilizados dados de frequência semestral, entendeu-se que tal procedimento não se faz necessário, uma vez que a probabilidade da variável dependente reagir à variável explanatório após dois ou mais períodos (ou seja, após um decorrido mais de um ano) é muito pequena. Dessa forma, optou-se pela utilização de apenas um período de defasagem, tanto para a variável explanatória “taxa de juros” quanto para a variável dependente defasada utilizada como variável explanatória.

Tendo em vista que a taxa de inflação brasileira, apesar da sensível redução que sofreu após o Plano Real, ainda continua com níveis superiores aos de países desenvolvidos, entendeu-se oportuna, também, a utilização tanto das taxas nominais quanto das taxas reais de juros, a fim de analisar o efeito de cada uma, individualmente, sobre as variáveis dependentes representativas do risco. Nos estudos de Delis e Kouretas (2011) e Kouretas e Tsoumas (2013) haviam sido utilizadas apenas taxas nominais.

Assim, para efeitos de análises no presente trabalho, são utilizados três tipos distintos de taxas de juros: a taxa Selic, a Taxa de Juros de Longo Prazo (TJLP) e a taxa de juros em nível de banco. Para cada um dos três tipos selecionados, são utilizadas as taxas nominais e as taxas reais (deflacionadas pelo Índice de Preços ao Consumidor Amplo - IPCA). Além disso, são utilizadas as taxas de juros do período corrente (t) e as do período imediatamente anterior ($t - 1$), totalizando, assim, 12 variáveis representativas de taxa de juros.

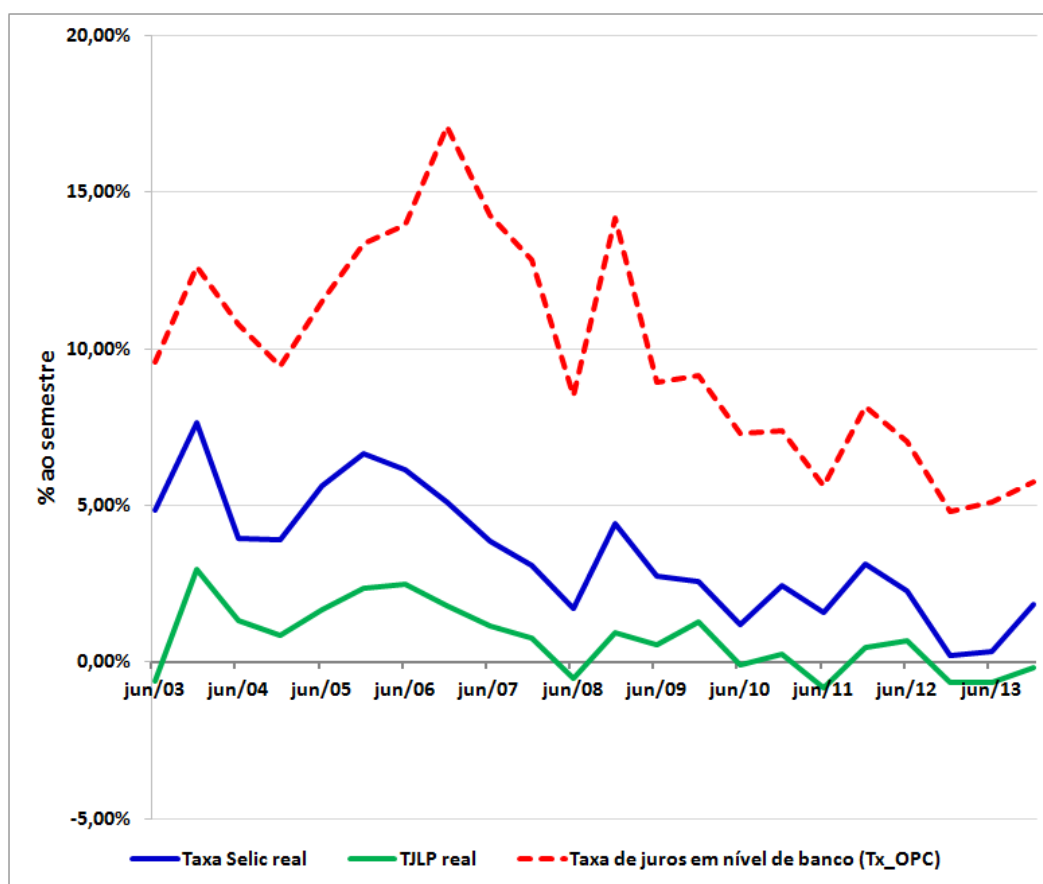
A taxa Selic direciona o juro básico da economia no curto prazo e a TJLP é usada, principalmente, no cálculo dos empréstimos de longo prazo do Banco Nacional de Desenvolvimento Econômico e Social (BNDES). A teoria econômica diz que, de modo geral, a taxa de juros longo prazo é superior à taxa de curto prazo, tendo em vista que embute um risco maior em relação à imprevisibilidade no tempo. O Brasil, no entanto, é um dos poucos lugares do mundo em que a taxa de curto prazo é mais alta do que a taxa de longo prazo. Isso acontece porque as operações feitas com a taxa de longo prazo são subsidiadas pelo Governo. Isso significa dizer que a taxa de empréstimo do BNDES é inferior ao seu custo de captação, sendo que a diferença entre as taxas é coberta pelo Tesouro Nacional.

A taxa de juros em nível de banco foi calculada, para cada uma das instituições integrantes da amostra analisada, com base na remuneração das carteiras de crédito das instituições financeiras, dividindo-se as receitas com operações de crédito pela carteira total de crédito.

Os Gráficos 11 e 12 apresentam o comportamento das diversas taxas de juros utilizadas no trabalho.

O nexso entre as taxas de juros bancárias e a exposição dos bancos ao risco pode apresentar problemas, segundo Delis e Kouretas (2011), quando se considera que (i) ambas as variáveis são afetadas pelas condições macroeconômicas gerais e (ii) as taxas de juros cobradas por bancos individuais podem ser fatores endógenos nas decisões de assunção de risco desses bancos. Segundo eles, em seu trabalho esses problemas foram tratados por meio da utilização de métodos de estimação adequados e de várias análises de sensibilidade.

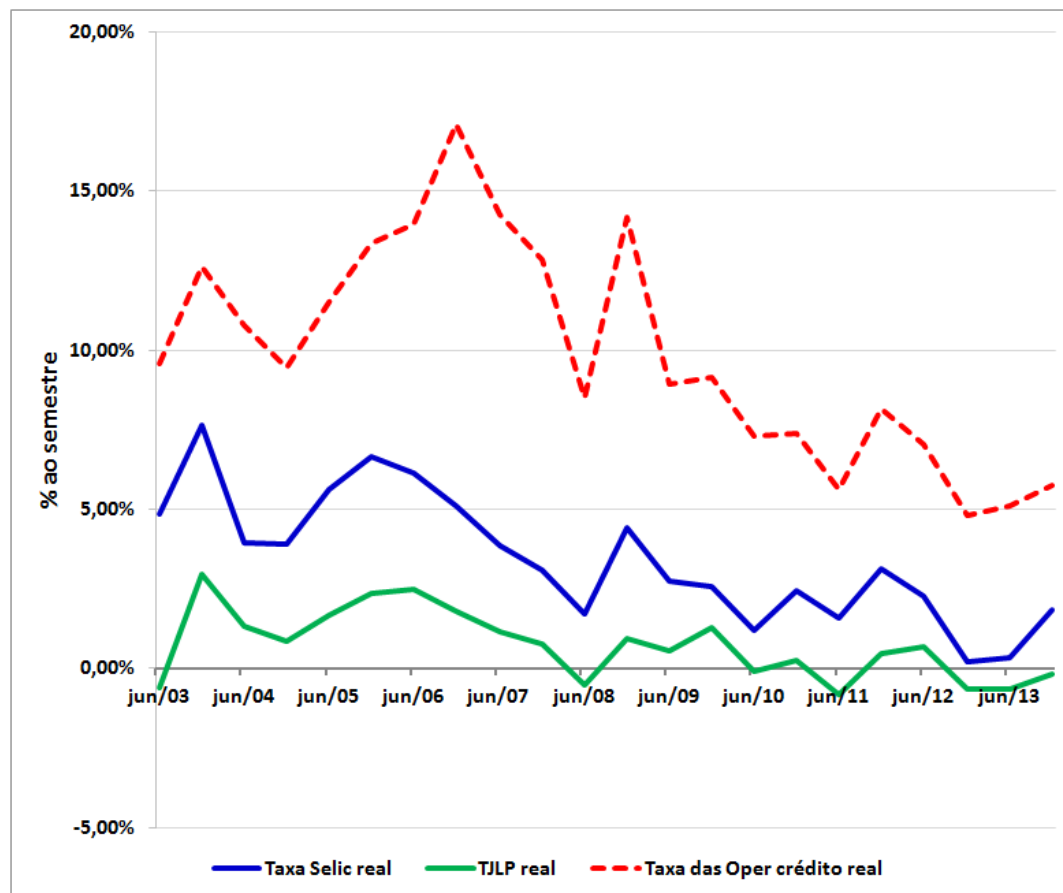
Gráfico 11 – Taxas de juros - Selic, TJLP e Taxa de juros em nível de banco - nominais ao semestre, no período de junho de 2003 a dezembro de 2013



Fontes: Banco Central do Brasil (<http://www.bcb.gov.br/?SELICACUMUL>) e (<http://www.bcb.gov.br/?serietemp>)

Nota: As taxa de juros em nível de banco foram calculadas a partir das demonstrações contábeis das instituições que compõem a amostra do estudo, conforme detalhado no item 3.1.

Gráfico 12 – Taxas de juros - Selic, TJLP e Taxa de juros em nível de banco – reais ao semestre, no período de junho de 2003 a dezembro de 2013



Fontes: Banco Central do Brasil (<http://www.bcb.gov.br/?SELICACUMUL>) e (<http://www.bcb.gov.br/?serietemp>)

Nota: As taxa de juros em nível de banco foram calculadas a partir das demonstrações contábeis das instituições que compõem a amostra do estudo, conforme detalhado no item 3.1.

3.2.1.3 Variáveis de controle

Em seus estudos, Delis e Kouretas (2011) e Kouretas e Tsoumas (2013) utilizaram, como variáveis de controle: (i) tamanho, definido como o logaritmo natural do total de ativos reais medidos em preços constantes de 2000; (ii) capitalização, definida como a proporção de capital próprio em relação aos ativos totais; (iii) rentabilidade, definida como a relação entre o lucro antes dos impostos e os ativos totais; e (iv) eficiência, definida como a relação entre as receitas operacionais totais e as despesas totais.

Essas variáveis, conhecidas como variáveis institucionais (ou variáveis específicas de banco), estão presentes também no estudo de Tabak, Gomes e Medeiros Júnior (2012) e foram escolhidas como variáveis de controle para este trabalho, conforme detalhado a seguir.

3.2.1.3.1 Tamanho

Proxies de tamanho, como medida do poder relativo de um banco no setor, são frequentemente ligadas, na literatura, ao comportamento de risco dos bancos (KOURETAS e TSOUMAS, 2013).

3.2.1.3.2 Capitalização

Para Kouretas e Tsoumas (2013) a capitalização reflete apenas o comportamento de risco passado. Segundo os autores, maior patrimônio está relacionado com um comportamento mais prudente em relação ao risco, mas também está relacionado com a capacidade de o banco absorver perdas quando ocorre piora de cenário nos mercados de crédito.

Delis e Kouretas (2011) constataram que os efeitos distributivos das taxas de juros na assunção do risco bancário, devido às características individuais dos bancos, revelam que o impacto das taxas de juros sobre os ativos de risco é reduzido para os bancos com maior capital próprio.

De acordo com Baselga-Pascual, Trujillo-Ponce e Cardone-Riportella (2013), os Acordos do Comitê de Basiléia (I, II e III) foram projetados, principalmente, para reforçar a capitalização dos bancos e conter sua alavancagem, como forma de reduzir o risco dos bancos. Deve-se lembrar, no entanto, que, de acordo com os princípios de Basileia, os níveis de capital requerido das instituições financeiras devem ser proporcionais aos riscos por elas assumidos. Dessa forma, pode-se interpretar que maior nível de capital (como consequência de uma exigência regulamentar) sinaliza que a instituição está assumindo maiores riscos. Assim, entendemos que o sinal esperado é indefinido na relação entre o nível de capitalização e o nível de risco da instituição.

3.2.1.3.3 Rentabilidade

A relação entre rentabilidade e risco bancário pode funcionar nos dois sentidos. Maior rentabilidade durante um determinado período pode ser reflexo da maior exposição ao risco por parte do banco, uma vez que maiores riscos são recompensados com rendimentos mais elevados. Por outro lado, em períodos iniciais de crise, por exemplo, este aumento de exposição ao risco pode resultar em acúmulo de operações de crédito ruins e menor rentabilidade no

período subsequente, restringindo, assim, a capacidade do banco de prosseguir nesse modelo de risco (KOURETAS e TSOUMAS, 2013).

Por essas razões Kouretas e Tsoumas (2013) utilizaram, como *proxy* de rentabilidade, a relação entre o lucro antes dos impostos e o ativo total defasado em um período, reconhecendo sua relação endógena com o nível de risco dos bancos.

3.2.1.3.4 Eficiência

A variável eficiência, mensurada como a relação entre as receitas e despesas operacionais, é uma *proxy* para a capacidade do banco de administrar riscos. Bancos eficientes são considerados mais capazes de administrar os riscos do negócio, no entanto, riscos maiores também podem explicar os níveis de eficiência, se os riscos assumidos forem responsáveis por parte significativa das receitas da instituição (DELIS e KOURETAS, 2011; KOURETAS e TSOUMAS, 2013).

Baselga-Pascual, Trujillo-Ponce e Cardone-Riportella (2013) afirmam que a maior parte da literatura sobre determinantes de risco bancário indica a ineficiência como uma fonte de risco.

3.2.1.4 Crescimento da economia

Em estudo recente, Baselga-Pascual, Trujillo-Ponce e Cardone-Riportella (2013) realizaram uma análise dos determinantes, macroeconômicos e específicos de banco, do risco bancário para uma grande amostra de bancos comerciais atuantes na União Europeia no período de 2005 a 2011. O estudo apontou um comportamento claramente cíclico do setor bancário. Além disso, também foi constatado que mercados menos competitivos, menores taxas de juros, taxas de inflação mais elevadas e um cenário de crise econômica (com a queda do PIB) aumentam o risco dos bancos. Por isso, Baselga-Pascual, Trujillo-Ponce e Cardone-Riportella (2013) afirmam que é esperada uma relação negativa entre o PIB e o risco dos bancos. Cabe destacar que o estudo desses autores (2013) utilizou, como *proxies* de risco, o NPL e o *z-score*.

Delis e Kouretas (2011), no entanto, afirmam que em períodos de condições macroeconômicas mais favoráveis, os bancos tendem a incrementar as operações de créditos em seus portfólios com vistas a auferir maiores retornos, aumentando, com isso, a exposição aos *ativos de risco*.

No presente estudo, o sinal esperado para a relação entre o PIB e o risco assumido pelas instituições financeiras é indefinido, podendo assumir um ou outro resultado.

3.3 Testes de robustez dos modelos

De acordo com Brooks (2014), os estimadores determinados por OLS - *Ordinary Least Squares* (ou MQO - Mínimos Quadrados Ordinários) devem ter determinadas propriedades desejáveis, e são conhecidos como *Best Linear Unbiased Estimator* (BLUE), ou “melhor estimador linear não tendencioso”:

Estimator (estimador) - $\hat{\alpha}$ e $\hat{\beta}$ são estimadores do verdadeiro valor de α e β ;

Linear (linear) - $\hat{\alpha}$ e $\hat{\beta}$ são estimadores lineares, o que significa que as fórmulas para $\hat{\alpha}$ e $\hat{\beta}$ são combinações lineares de variáveis aleatórias (neste caso, y , o risco das instituições financeiras);

Unbiased (não-viesado) - na média, os valores de $\hat{\alpha}$ e $\hat{\beta}$ serão iguais a seus verdadeiros valores;

Best (melhor) - significa que o estimador $\hat{\beta}$ tem variância mínima entre a classe de estimadores lineares.

Segundo Brooks (2014), para mostrar que a técnica de estimação, OLS, possui as propriedades desejáveis, e que o teste de hipótese sobre os coeficientes estimados foi conduzido de forma válida, é necessário atender a cinco pressupostos relativos ao Modelo Clássico de Regressão Linear (MCRL ou *CLRM*¹²):

- (1) $E(u_t) = 0$ (o valor médio dos erros é zero)
- (2) $\text{var}(u_t) = \sigma^2 < \infty$ (os termos de erro têm variância constante - homocedasticidade)
- (3) $\text{cov}(u_i, u_j) = 0$ (os termos de erro não são correlacionados uns com os outros)
- (4) $\text{cov}(u_t, x_t) = 0$ (o termo de erro e a variável independente x não estão correlacionados)
- (8) $u_t \sim N(0, \sigma^2)$ (o termo de erro tem distribuição normal).

Brooks (2014) afirma, ainda, que, para o primeiro pressuposto, $E(u_t) = 0$, se uma constante é incluída na equação de regressão, então o pressuposto nunca será violado.

Gujarati (2006) afirma que se o objetivo de um estudo for apenas o de estimar os coeficientes, o método OLS é suficiente. Entretanto, se o objetivo não é apenas obter $\hat{\beta}_1$ e $\hat{\beta}_2$,

¹² Sigla em inglês = *CLRM* – *Classical Linear Regression Model*

mas também tecer inferências em relação aos verdadeiros β_1 e β_2 , o autor afirma que, então, não se deve apenas especificar a forma funcional do modelo, mas também verificar se as premissas do MCRL foram atendidas.

Na sequência será feita uma análise dos testes realizados e dos resultados obtidos com relação às propriedades dos estimadores do modelo. Os resultados completos de todos os testes realizados são apresentados no Apêndice D.

3.3.1 Normalidade dos resíduos

O MCRL pressupõe que o termo de erro tem distribuição normal, $u_t \sim N(0, \sigma^2)$. No entanto, Gujarati (2006) lembra que essa premissa não é essencial se o objetivo do estudo for apenas a estimação.

[...] se o nosso único objetivo for a estimação pontual dos parâmetros dos modelos de regressão, o método dos mínimos quadrados ordinários (MQO), que não faz qualquer pressuposto sobre a distribuição de probabilidade dos termos de erro, u_i , será suficiente. Mas, se o nosso objetivo não for só a estimação, mas também a inferência, então, [...] precisaremos pressupor que os u_i seguem alguma distribuição de probabilidade.

(GUJARATI, 2006, p. 201)

No teste de normalidade dos resíduos a hipótese nula é de distribuição normal. O resultado do teste mostra que a hipótese nula foi rejeitada, indicando que os resíduos não seguem uma distribuição normal.

Gujarati (2006) afirma que quando se trabalha com uma amostra de tamanho pequeno ou finito, a premissa de normalidade assume um papel fundamental, pois não apenas auxilia a derivar a distribuição de probabilidade exata dos estimadores de OLS, mas também permite recorrer aos testes estatísticos t e F para modelos de regressão. O Teorema do Limite Central (TLC), no entanto, permite demonstrar que, “se há um grande número de variáveis aleatórias independentes e com distribuição idêntica, então, com poucas exceções, a distribuição de sua soma tende à distribuição normal, na medida em que o número dessas variáveis aumenta indefinidamente” (GUJARATI, 2006, p. 88). Dessa forma, o autor afirma que, se o tamanho da amostra for suficientemente grande é possível relaxar a premissa de normalidade, e conclui que cabe ao pesquisador verificar se essa premissa é adequada aos dados da amostra.

Mesmo que os y_i não sejam de uma distribuição normal, podemos usar o teorema do limite central [...] para concluir que os estimadores OLS satisfazem a normalidade assintótica, o que significa que são

aproximadamente normalmente distribuídos em amostra de tamanho grande o suficiente.

(WOOLDRIDGE, 2003, p. 171. Tradução da autora)

De acordo com Brooks (2014), para tamanhos de amostra suficientemente grandes, a violação da suposição de normalidade é praticamente irrelevante. O autor afirma, ainda, que apelando ao TLC, as estatísticas do teste irão seguir assintoticamente as distribuições apropriadas, mesmo na ausência de normalidade dos erros.

3.3.2 Heterocedasticidade

A premissa de que a variância dos erros é constante, $\text{var}(u_t) = \sigma^2 < \infty$, é uma condição conhecida como homocedasticidade. Quando essa condição não é atendida, os erros são ditos heterocedásticos (BROOKS, 2014).

Gujarati (2006, p. 318) afirma que a variância dos erros, “seja homocedástica ou heterocedástica, não desempenha qualquer papel na determinação da propriedade de não tendenciosidade”. O autor alerta, no entanto, que “se insistirmos em empregar os habituais procedimentos de teste apesar da heterocedasticidade, todas as conclusões ou inferências que fizermos podem ser enganosas” (GUJARATI, 2006, p. 322).

Na presença de heterocedasticidade, os estimadores OLS gerarão coeficientes estimados não tendenciosos (e também consistentes), mas eles já não serão mais BLUE, ou seja, não terão a variância mínima. Isso acontece porque a variância do erro, σ^2 , aparece nas fórmulas para as variâncias dos coeficientes (BROOKS, 2014).

Para detectar a heterocedasticidade existem alguns testes específicos, dentre eles o teste de Teste de Wald, que foi empregado no presente trabalho. A hipótese nula do teste é de homocedasticidade. No presente caso, a hipótese nula foi rejeitada, indicando a presença de heterocedasticidade.

Uma vez detectada a heterocedasticidade, é preciso adotar providências corretivas para o problema, conforme é explicado no item 3.4 deste trabalho.

3.3.3 Multicolinearidade

Quando não existe relação entre as variáveis explicativas, então pode-se afirmar que as variáveis são ortogonais. Assim, se as variáveis explicativas são ortogonais entre si, a adição ou remoção de uma variável não deve causar mudanças nos valores dos coeficientes das demais.

No entanto, quando as variáveis explicativas são altamente correlacionadas umas com as outras, então existe um problema chamado de multicolinearidade (BROOKS, 2014).

O modelo de regressão linear clássico pressupõe a ausência de multicolinearidade entre as variáveis explicativas x do modelo. Isso porque se houver multicolinearidade perfeita, os coeficientes de regressão das variáveis x são indeterminados e seus erros padrão, infinitos. Se houver multicolinearidade menos que perfeita, os coeficientes de regressão, embora determinados, terão erros padrão tão grandes que os coeficientes não podem ser estimados com precisão (GUJARATI, 2006).

Gujarati (2006) explica que, dentre outros fatores, um dos motivos de multicolinearidade pode ser que os regressores do modelo apresentem uma tendência comum, por exemplo, todos aumentam ou diminuem ao longo do tempo.

A presença de multicolinearidade no modelo pode resultar em sérios problemas. Um deles diz respeito à significância do modelo. Neste caso, o R^2 é alto, mas os coeficientes, individualmente, não são significativos. Outro problema é que a multicolinearidade faz com que os intervalos de confiança para os parâmetros se tornem muito amplos e, assim, os testes de significância podem levar a conclusões equivocadas (BROOKS, 2014).

No teste de colinearidade de Fatores de Inflacionamento da Variância (VIF), valores superiores a 10 podem indicar um problema de colinearidade. Os testes realizados, indicam que não há problemas de multicolinearidade nos modelos testados.

3.3.4 Autocorrelação dos erros

A “autocorrelação pode ser definida como correlação entre integrantes de séries de observações ordenadas no tempo (como as séries temporais) ou no espaço (como nos dados de corte transversal)” (GUJARATI, 2006, p. 358).

De acordo com Brooks (2014), a covariância entre os termos de erro ao longo do tempo (ou de forma transversal, no caso de *cross-section*) deve ser zero. Supõe-se que os termos de erro não estão correlacionados uns com os outros.

Na presença de autocorrelação (também conhecida como correlação serial) “os estimadores de MQO ainda são lineares e não tendenciosos, bem como consistentes e com distribuição normal assintótica, mas deixam de ser eficientes (isto é, ter variância mínima)” (GUJARATI, 2006, p. 366).

Neste caso, mesmo em amostras consideradas grandes, os erros padrão estimados podem estar errados (BROOKS, 2014). Quando existe autocorrelação, pode ocorrer que um

coeficiente seja considerado estatisticamente insignificante quando, na realidade, ele não é. Portanto, se o problema de autocorrelação for desconhecido, pode-se acreditar, equivocadamente, que as premissas do MCRL se mantêm válidas. Neste caso, porém, os habituais testes t e F não são confiáveis e, se aplicados, podem levar a conclusões equivocadas quanto à significância estatística dos coeficientes gerados. (GUJARATI, 2006)

Nos modelos que incluem a variável dependente defasada é preciso um cuidado adicional. De acordo com Wooldridge (2003, p. 394), muitos livros de econometria advertem que o método “OLS é inconsistente na presença de variáveis dependentes defasadas e erros serialmente correlacionados”. Segundo o autor, no entanto, essa afirmação é só parcialmente verdadeira.

[...] suponha que o valor esperado de y_t , dado y_{t-1} , é linear:

$$E(y_t | y_{t-1}) = \beta_0 + \beta_1 y_{t-1}, \quad (5)$$

onde nós assumimos estabilidade, $|\beta_1| < 1$. Nós sabemos que podemos sempre escrever isto como um termo de erro, como

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 y_{t-1} + u_t, \quad (6)$$

$$E(u_t | y_{t-1}) = 0. \quad (7)$$

Por construção, este modelo satisfaz o pressuposto [...] para a consistência do OLS; por conseguinte, os estimadores OLS $\hat{\beta}_0$ e $\hat{\beta}_1$ são consistentes. [...] sem outros pressupostos, os erros $\{u_t\}$ podem ser serialmente correlacionados.

(WOOLDRIDGE, 2003, p. 394. Tradução da autora)

Segundo Wooldridge (2003, p. 394) a condição (7) garante que u_t é não correlacionado com y_{t-1} , mas u_t e y_{t-2} podem ser correlacionados. O autor afirma, ainda, que uma vez que $u_t = y_t - \beta_0 - \beta_1 y_{t-1}$, a covariância entre u_t e u_{t-1} é $\beta_1 \text{Cov}(u_t, y_{t-2})$, o que não é necessariamente zero. Dessa forma, os erros apresentam correlação serial e o modelo contém uma variável dependente defasada, mas o método OLS estima β_0 e β_1 consistentemente.

Wooldridge (2003) conclui que a correlação serial nos erros fará com que as habituais estatísticas OLS sejam inválidas para fins de teste, mas isso não afetará a consistência.

Um dos testes mais utilizados para identificar a autocorrelação é o teste d de Durbin-Watson (DW). Esse teste é apresentado como padrão em vários *softwares* econométricos. Brooks (2014) alerta, no entanto, que existem certas condições para que o teste DW seja válido:

1. Deve haver uma constante na regressão;
2. Os regressores devem ser não estocásticos; e
3. Não deve conter variável dependente defasada na regressão.

Quando o teste DW é aplicado na presença de variável dependente defasada, a estatística do teste pode ser tendenciosa, podendo sugerir, em alguns casos, que a hipótese nula de ausência

de autocorrelação não seja rejeitada, quando, de fato, ela deveria ser rejeitada (BROOKS, 2014).

Dessa forma, quando a regressão contiver variável dependente defasada, não devemos utilizar o teste DW, mas escolher outro teste para esse propósito. Brooks (2014) e Wooldridge (2003) sugerem a utilização do teste de Breusch-Godfrey, que é um teste mais geral de autocorrelação que pode ser aplicado na presença de variáveis dependentes defasadas.

A hipótese nula do teste de Breusch-Godfrey é de que não há autocorrelação (correlação serial). O teste foi aplicado para o caso analisado e a hipótese nula foi rejeitada para a maioria dos casos.

Os resultados dos testes realizados podem ser encontrados no Apêndice D.

A solução para o problema de autocorrelação detectado é apresentado no item 3.4 deste trabalho.

3.3.5 Teste de raiz unitária

Gujarati (2006, p. 635) explica que “o trabalho empírico baseado em séries temporais pressupõe que a série temporal subjacente é estacionária”. O autor afirma, ainda, que “um processo estocástico é estacionário quando a sua média e variância são constantes ao longo do tempo e quando o valor da covariância entre dois períodos de tempo depende apenas da distância, do intervalo ou da defasagem entre dois períodos de tempo, e não do próprio tempo em que a covariância é calculada” (GUJARATI, 2006, p. 639).

Segundo Gujarati (2006), a não estacionariedade das séries pode ser, inclusive, uma das causas da autocorrelação.

Há várias razões pelas quais o conceito de “não estacionariedade” é importante, sendo essencial tratar diferentemente as variáveis não estacionárias das estacionárias (BROOKS, 2014).

Em primeiro lugar, Brooks (2014) cita que a estacionariedade ou não de uma série pode influenciar fortemente o seu comportamento e suas propriedades. Em segundo lugar, o uso de dados não estacionários pode levar a regressões espúrias, ou seja, se duas variáveis apresentam uma tendência ao longo do tempo, a regressão de uma variável contra a outra pode apresentar um R^2 alto mesmo quando as duas variáveis são totalmente independentes.

Para evitar o problema da regressão espúria, que pode resultar da estimação de uma regressão de uma série temporal não estacionária contra uma ou mais

séries temporais não estacionárias, temos de transformar a série temporal não estacionária em uma série temporal estacionária.

(GUJARATI, 2006, p. 657)

Segundo Gujarati (2006, p. 657), “se uma série temporal tem raiz unitária, as primeiras diferenças dessa série temporal são estacionárias”. Assim, o autor afirma que a solução para a não estacionariedade é tomar as primeiras diferenças da série temporal.

Portanto, é preciso, inicialmente, realizar um teste para verificar a estacionariedade, ou não, das séries envolvidas nas regressões. O teste utilizado neste trabalho é o teste Dickey-Fuller Aumentado (ADF – *Augmented Dickey-Fuller test*). A hipótese nula é de que há raiz unitária, ou seja, a série é não estacionária. O teste indicou a rejeição da hipótese nula para a quase totalidade das séries utilizadas, exceto TAM (tamanho) e TJLP. Entendemos que tal fato, no entanto, não traz prejuízo ao trabalho, uma vez que nos modelos (3) e (4) as regressões usam todas as variáveis em primeira diferença e o teste ADF mostrou que, em primeira diferença, a hipótese nula de raiz unitária é rejeitada para as variáveis TAM e TJLP. Além disso, não há risco de obtermos uma regressão espúria, uma vez que as duas variáveis dependentes utilizadas (ATR e NPL) nas regressões não apresentaram problemas de não estacionariedade.

3.4 Procedimentos para correção dos problemas do modelo

Conforme detalhado no item 3.3, foi constatada a existência de problemas de heterocedasticidade e autocorrelação no modelo econométrico formulado. Neste caso, para obtermos estimadores eficientes, consistentes e não tendenciosos, precisamos considerar a utilização de um método de estimação que leve em consideração esses problemas.

Brooks (2014) afirma que uma das possibilidades para corrigir o problema da heterocedasticidade é a utilização do método de GLS - *Generalized Least Squares* (ou MQG - Mínimos Quadrados Generalizados). Segundo Brooks (2014), podemos supor que a variância do erro está relacionada com uma variável z_t pela expressão:

$$\text{var}(u_t) = \sigma^2 z_t^2 \quad (8)$$

Dessa forma, tudo o que precisamos fazer para remover a heterocedasticidade é dividir a equação de regressão por z_t :

$$\frac{y_t}{z_t} = \beta_1 \frac{1}{z_t} + \beta_2 \frac{x_{2t}}{z_t} + \beta_3 \frac{x_{3t}}{z_t} + v_t \quad (9)$$

Com isso, os erros resultantes da equação (9) serão homocedásticos. (BROOKS, 2014)

Brooks (2014) afirma que o método de GLS pode ser entendido como a aplicação do método OLS a dados transformados que satisfaçam aos pressupostos relativos ao Modelo Clássico de Regressão Linear.

O método de GLS também é conhecido como WLS - *Weighted Least Squares* (ou MQP – Mínimos Quadrados Ponderados). A ideia do método é que seja dado um peso menor para as observações com maiores erros de variância. No método OLS todas as observações têm o mesmo peso, uma vez que é assumido que a variância dos erros é idêntica para todas as parcelas da população (WOOLDRIDGE, 2003).

No entanto, nem sempre é possível conhecer $\sigma^2 z_t^2$ (ou seja, nem sempre a forma da heterocedasticidade é conhecida). Mas ainda é possível estimar a estrutura da heterocedasticidade a partir do OLS. Esse estimador é conhecido como *FGLS* – *Feasible GLS* ou *EGLS* – *Estimated GLS* (WOOLDRIDGE, 2003).

Outra solução, proposta tanto por Brooks (2014) quanto por Wooldridge (2003), é utilizar um método de erros padrão corrigidos para heterocedasticidade (também chamados de erros padrão robustos), disponível na maioria dos *softwares* econométricos.

Brooks (2014) e Wooldridge (2003) afirmam que, para tratar o problema de autocorrelação, o método de GLS também pode ser utilizado.

Outra abordagem possível para o problema, segundo Brooks (2014), é o procedimento de Cochrane-Orcutt, um método que assume uma forma particular de estrutura de autocorrelação, tal como um processo autorregressivo de primeira ordem. De acordo com o autor, esse procedimento é efetivamente uma aplicação do método GLS. Além disso, Brooks (2014) cita o método de Newey e West – que desenvolveram um estimador que é consistente na presença tanto de heterocedasticidade quanto de correlação serial.

Outra potencial solução para o problema da correlação serial pode ser a adoção de um modelo de primeiras diferenças, em vez de utilizar as variáveis em nível. Esse modelo pode ser construído com a primeira diferença de cada variável, conforme demonstrado a seguir (BROOKS, 2014):

$$\Delta y_t = \beta_1 + \beta_2 \Delta x_{2t} + \beta_3 \Delta x_{3t} + u_t \quad (10)$$

onde a primeira diferença de y_t (apresentada como Δy_t), se refere a diferença ($y_t - y_{t-1}$), sendo o mesmo procedimento válido para as demais variáveis.

Reed e Ye (2011) afirmam que dados em painel podem ser caracterizados por complexas estruturas de erros. Assim, a presença de erros não esféricos, se não tratados corretamente, podem gerar coeficientes estimados que são inefficientes e tendenciosos. Os autores afirmam

que a maioria dos estimadores para dados em painel são incapazes de lidar, simultaneamente, com a correlação serial e a dependência transversal (*cross-section dependence*).

Um estimador que consegue lidar com os dois problemas é o estimador *Feasible GLS* de Parks. Esse estimador, no entanto, só pode ser utilizado quando o número de períodos (T) é maior ou igual ao número de *cross-sections* (N) (REED e YE, 2011).

Beck e Katz (1995) explicam que a aplicação de FGLS em modelos de dados em painel foi inicialmente descrito por Parks (1967). Segundo os autores, no entanto, o método de Parks produz erros padrão imprecisos quando utilizado em algumas situações.

[...] propriedades temporais e espaciais dos dados em painel tornam o uso de mínimos quadrados ordinários (OLS) problemático. Particularmente, modelos para dados em painel muitas vezes permitem correlação de erros temporais e espaciais, bem como heterocedasticidade. Parks propôs um método para lidar com esses problemas, com base no GLS. O uso desse método pode levar a subestimativas dramáticas da variabilidade dos parâmetros em situações comuns de pesquisa.

(BECK e KATZ, 1995, p. 634. Tradução da autora)

Beck e Katz (1995), então, apresentaram um novo método, conhecido como *Panel-Corrected Standard Errors* (PCSE), que pode ser utilizado quando o número de *cross-sections* (N) supera o número de períodos (T). Esse método, segundo os autores, é fácil de ser implementado e produz erros padrão mais precisos.

Dessa forma, para lidar com os problemas de heterocedasticidade e autocorrelação indicados pelos testes realizados, foi utilizado o método de mínimos quadrados generalizados, com erros padrão corrigidos para painel (PCSE), uma vez que o presente estudo trabalha com dados em painel que apresenta número de períodos (T) menor do que o número de *cross-sections* (N).

3.5 Dados em painel (*panel data*) e MQO agrupado (*pooled regression*)

Segundo Wooldridge (2003), dados transversais agrupados (*pooled cross sections*), são conjuntos de dados que possuem uma característica importante: consistem em observações independentes da amostra, o que exclui correlação nos termos de erro entre observações diferentes.

No entanto, dados transversais agrupados de forma independente diferem de uma simples amostra aleatória da população em diferentes pontos no tempo, e, provavelmente, resultam em observações que não são distribuídas de forma idêntica (WOOLDRIDGE, 2003).

Por outro lado, um conjunto de dados em painel, que possui tanto a dimensão de cortes transversais quanto a dimensão de séries temporais, difere dos dados transversais agrupados independentemente, uma vez que, para os dados em painel, procura-se seguir os mesmos indivíduos, famílias, empresas, etc., ao longo do tempo (WOOLDRIDGE, 2003).

Dados em painel referem-se a conjuntos de dados que consistem em várias observações sobre cada unidade de amostragem. Isso pode ser gerado por meio de observações de séries temporais empilhadas através de uma variedade de unidades transversais, incluindo países, estados, regiões, empresas ou indivíduos ou famílias selecionados aleatoriamente.

(BALTAGI, 1998, p.1. Tradução da autora)

Wooldridge (2003) afirma que, para a análise econométrica de dados em painel, não podemos assumir que as observações são distribuídas de forma independente ao longo do tempo, pois fatores não observados, que afetam um indivíduo no momento (t), podem afetar também no momento ($t + 1$). Por essa razão, segundo o autor, foram desenvolvidos modelos e métodos especiais para analisar dados em painel, de forma a remover os atributos não observáveis, constantes no tempo, conforme detalhado no item 3.6.

3.5.1 Teste de Chow

Gujarati (2006) explica que quando utilizamos um modelo de regressão que envolve séries temporais, pode acontecer que se verifique falha estrutural na relação entre o regressando Y e os regressores X . A falha estrutural a que ele se refere quer dizer que os valores dos parâmetros do modelo podem não se manter iguais durante todo o período considerado na análise. Quando isso acontece, segundo o autor, um modelo de MQO agrupado (OLS *pooled*), ou seja, aquele que reúne todas as observações em uma mesma regressão e desconsidera possíveis diferenças entre dois períodos, pode não ser adequado. Neste caso, o mais indicado é utilizar um modelo de regressão de dados em painel.

Para identificar mudanças ou falhas estruturais utiliza-se o teste de Chow. Segundo Wooldridge (2003), o teste de Chow pode ser utilizado para determinar se uma função de regressão múltipla difere entre dois grupos ou entre dois períodos de tempo.

A hipótese nula do teste Chow é de estabilidade nos parâmetros, isto é, não há mudanças ou falhas estruturais. Se o valor F calculado no teste for superior ao valor F crítico registrado na respectiva tabela ao nível de significância escolhido, então rejeitamos a hipótese nula (GUJARATI, 2006).

Os resultados do teste de Chow, apresentados no Apêndice E, indicaram a rejeição da hipótese nula em quase todos os testes realizados, sugerindo que o modelo de MQO agrupado não é indicado neste caso.

3.6 Efeitos fixos e efeitos aleatórios

Os fatores não observáveis que afetam a variável dependente consistem em dois tipos: os que são constantes e os que variam ao longo do tempo. Assim, com i denotando a unidade de corte transversal (*cross section*) e t o período de tempo, temos o modelo, com uma única variável explicativa observável, descrito a seguir (WOOLDRIDGE, 2003);

$$y_{it} = \beta_0 + \delta_0 d_{2t} + \beta_1 x_{it} + a_i + u_{it}, \quad t = 1, 2. \quad (11)$$

onde d_{2t} é uma variável *dummy* que é zero quando $t = 1$, e 1 quando $t = 2$. Essa variável não muda, ou seja, é a mesma para os i elementos (WOOLDRIDGE, 2003).

Assim, segundo Wooldridge (2003), a variável a_i captura todos os fatores não observáveis, constantes no tempo, que afetam y_{it} , e é chamada de “efeito não observável” ou “efeito fixo” (pois não muda ao longo do tempo).

O modelo apresentado em (11) é chamado de modelo de efeitos fixos (FE – *Fixed Effects*). O termo de erro u_{it} é conhecido como “erro idiossincrático”, que representa os fatores não observáveis, que são variáveis no tempo, e afetam y_{it} (WOOLDRIDGE, 2003).

Uma das formas de eliminar os efeitos fixos, a_i , é a transformação de efeitos fixos (*fixed effects transformation*). Para isso, suponha um modelo com uma única variável explicativa: para cada i (WOOLDRIDGE, 2003),

$$y_{it} = \beta_1 x_{it} + a_i + u_{it}, \quad t = 1, 2, \dots, T. \quad (12)$$

Agora, para cada i , calcula-se a média dessa equação ao longo do tempo:

$$\bar{y}_i = \beta_1 \bar{x}_i + a_i + \bar{u}_i, \quad (13)$$

onde $\bar{y}_i = T^{-1} \sum_{t=1}^T y_{it}$, e assim por diante.

Subtraindo (13) de (12) para cada t , teremos:

$$\ddot{y}_{it} = \beta_1 \ddot{x}_{it} + \ddot{u}_i, \quad t = 1, 2, \dots, T, \quad (14)$$

onde $\ddot{y}_{it} = y_{it} - \bar{y}_i$, etc (WOOLDRIDGE, 2003).

Wooldridge (2003) explica que utilizar a transformação de efeitos fixos (também conhecida como *within transformation*) é a mesma coisa que permitir um intercepto diferente para cada observação.

Quando se utiliza um modelo de efeitos fixos, o objetivo é eliminar a_i , porque se acredita que esteja correlacionado com um ou mais x_{it} . Mas se acreditamos que a_i não é correlacionado com as variáveis explicativas em todos os períodos, então utilizar uma transformação para eliminar a_i pode resultar em estimadores ineficientes. Neste caso, se o efeito não observável a_i é não correlacionado com cada variável explicativa, então temos um modelo de efeitos aleatórios (WOOLDRIDGE, 2003).

De acordo com Brooks (2014), no modelo de efeitos aleatórios (RE – *Random Effects*), é assumido que o intercepto para cada unidade transversal parte de um intercepto como (α) , que é o mesmo para todas as unidades transversais e ao longo do tempo, mais uma variável aleatória (ϵ_i) que varia entre as unidades transversais, mas que é constante ao longo do tempo.

3.6.1 Teste de Hausman

Para escolher entre um modelo de efeitos fixos ou de efeitos aleatórios, Gujarati (2006) sugere a utilização do teste desenvolvido por Hausman (1978). A hipótese nula do teste é que os estimadores dos dois modelos não diferem substancialmente. Segundo o autor, se a hipótese nula for rejeitada a conclusão é que o modelo de efeitos aleatórios não é adequado, devendo-se optar pelo modelo de efeitos fixos.

Clark e Drew (2012) explicam que o teste de Hausman é projetado para detectar violação dos pressupostos do modelo de efeitos aleatórios de que as variáveis explicativas são ortogonais aos efeitos de unidade. Se não existe uma correlação entre as variáveis independentes e os efeitos de unidade, então as estimativas de β por meio de um modelo de efeitos fixos (β_{FE}) devem ser semelhantes às estimativas de β por meio de um modelo de efeitos aleatórios (β_{RE}). A estatística H de Hausman é uma medida da diferença entre as duas estimativas:

$$H = (\hat{\beta}_{RE} - \hat{\beta}_{FE}) [\text{Var}(\hat{\beta}_{FE}) - \text{Var}(\hat{\beta}_{RE})]^{-1} (\hat{\beta}_{RE} - \hat{\beta}_{FE}) \quad (15)$$

Se $p < 0,05$ isso é tomado como evidência de que os dois modelos são diferentes o suficiente para rejeitar a hipótese nula de ortogonalidade, e, portanto, rejeitar o modelo de efeitos aleatórios em favor do modelo de efeitos fixos. Se o teste de Hausman não indicar uma diferença significativa (ou seja, $p > 0,05$), porém, isso não significa, necessariamente, que o estimador de efeitos aleatórios é “seguramente” não tendencioso e, portanto, deve ser preferido em relação ao estimador de efeitos fixos. Se o teste não rejeitar a hipótese nula, significa, tão somente, que o estimador de efeitos aleatórios é imparcial (CLARK e DREW, 2012).

De acordo com Clark e Drew (2012), no entanto, o teste de Hausman não é uma métrica nem necessária, nem suficiente, para decidir entre os efeitos fixos e aleatórios. Para os autores,

o que importa é o tamanho do conjunto de dados (tanto o número de unidades, quanto o número de observações por unidade), o nível de correlação entre os efeitos de covariáveis e de unidades, e o grau de variação “*whitin-unit*” da variável independente em relação à variável dependente.

Segundo Lemmon, Roberts e Zender (2008), ignorar os efeitos específicos individuais que existem entre as unidades de corte transversal, mas não são capturadas pelas variáveis explicativas incluídas, pode resultar em estimativas inconsistentes ou sem sentido. Os autores afirmam, no entanto, que isso não quer dizer que todas as especificações empíricas devem empregar efeitos fixos.

A decisão de especificação do modelo depende do objetivo da pesquisa. Se o objetivo é identificar os efeitos marginais de um determinante particular, o modelo de efeitos fixos oferece uma alternativa para abordar as preocupações com variáveis omitidas. O que essa abordagem fornece é uma maior confiança na identificação dos efeitos marginais (LEMMON; ROBERTS; ZENDER, 2008).

Neste trabalho foi realizado o teste de Hausman, que indicou a rejeição da hipótese nula em todos os casos, conforme demonstrado no Apêndice F, sugerindo a utilização de um método de efeitos fixos.

3.7 Estimação com variáveis instrumentais e Mínimos Quadrados em Dois Estágios

[...] o método de variáveis instrumentais (IV) pode ser utilizado para resolver o problema da endogeneidade de uma ou mais variáveis explicativas. O método de mínimos quadrados em dois estágios (MQ2E) é o segundo em popularidade, perdendo apenas para mínimos quadrados ordinários para estimar equações lineares em econometria aplicada.

[...] métodos IV podem ser utilizados para obter estimadores consistentes na presença de variáveis omitidas.

(WOOLDRIDGE, 2003, p. 484. Tradução da autora)

Wooldridge (2011) explica o problema de endogeneidade a partir do modelo a seguir:

$$y = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \dots + \beta_k x_k + u, \quad (16)$$

onde y , x_1 , x_2 , x_3 , ..., x_k são escalares aleatórias observáveis (isto é, podemos observá-las em uma amostra aleatória da população), u é o distúrbio aleatório não observável ou erro, e β_0 , β_1 , β_2 , ..., β_k são os parâmetros (constantes) que queremos estimar (WOOLDRIDGE, 2011).

De acordo com Wooldridge (2011), uma variável explicativa x é dita endógena na equação (16) se for correlacionada com u . O autor explica que o significado de “endógeno” não se confunde com sua utilização em outros ramos da economia. Tradicionalmente, a variável é

considerada endógena se for determinada no contexto de um modelo. Segundo Wooldridge (2011), no entanto, o uso em econometria evoluiu para descrever qualquer situação onde uma variável explicativa é correlacionada com o erro. Se x_j é não correlacionado com u , então x_j é considerada uma variável exógena na equação (16).

Segundo Gujarati (2006, p. 605), “é essencial um teste de simultaneidade que nos permita verificar se um regressor (endógeno) está correlacionado ao termo de erro”. De acordo com o autor, o problema de simultaneidade surge quando um ou mais regressores são endógenos.

Se não houver equações simultâneas, ou problema de *simultaneidade*, os estimadores MQO geram estimadores consistentes e eficientes. Por outro lado, se houver simultaneidade, os estimadores MQO não são sequer consistentes. Na presença de simultaneidade, [...] os métodos de *mínimos quadrados em dois estágios* e das *variáveis instrumentais* gerarão estimadores consistentes e eficientes.

GUJARATI (2006, p. 6045)

Gujarati (2006), no entanto, afirma que é preciso verificar a existência de problema de simultaneidade antes de se descartar o método OLS, pois se aplicarmos métodos alternativos, tais como o método de MQ2E – Mínimos Quadrados em Dois Estágios (2SLS ou TSLS - *Two Stage Least Squares*) ou Variáveis Instrumentais (IV – *Instrumental Variables*), quando não houver problema de simultaneidade, esses métodos terão como resultado estimadores consistentes, mas não eficientes, ou seja, com variância menor.

Para entendermos como funcionam as variáveis instrumentais, suponha que tenhamos o modelo de regressão a seguir (WOOLDRIDGE, 2003, p. 486);

$$y = \beta_0 + \beta_1 x + u, \quad (17)$$

em que acreditamos que x e u são correlacionados:

$$\text{Cov}(x, u) \neq 0. \quad (18)$$

Neste caso, de forma a obter estimadores consistentes para β_0 e β_1 , precisamos de informação adicional, que vem na forma de uma nova variável que contenha certas propriedades. Suponha que tenhamos uma variável observável z que atenda esses dois pressupostos (WOOLDRIDGE, 2003, p. 486);

(1) z é não correlacionado com u :

$$\text{Cov}(z, u) = 0. \quad (19)$$

(2) z é correlacionado com x :

$$\text{Cov}(z, x) \neq 0. \quad (20)$$

Então, podemos dizer que z é uma *variável instrumental* para x . O pressuposto (19) quer dizer que z é exógena na equação (17), portanto, z não deve ter nenhum efeito parcial sobre y , e z não deve ser correlacionado com os fatores não observados que afetam y . A equação (20) significa que z deve ser relacionado, positiva ou negativamente, à variável explicativa x (WOOLDRIDGE, 2003, p. 486).

Quando são utilizados múltiplos instrumentos, o estimador IV é também chamado de estimador de MQ2E – Mínimos Quadrados em Dois Estágios (2SLS ou TSLS - *Two Stage Least Squares*) (WOOLDRIDGE, 2003).

O método 2SLS também pode ser utilizado em modelos com mais de uma variável explicativa endógena, como por exemplo (WOOLDRIDGE, 2003, p. 502);

$$y_1 = \beta_0 + \beta_1 y_2 + \beta_2 y_3 + \beta_3 y_1 + \beta_4 y_2 + \beta_5 y_3 + u_1, \quad (21)$$

onde $E(u_1) = 0$ e u_1 é não correlacionado com z_1 , z_2 e z_3 . As variáveis y_2 e y_3 são variáveis explicativas endógenas, ou seja, cada uma deve ser correlacionada com u_1 (WOOLDRIDGE, 2003, p. 502).

Quando a variável instrumental z escolhida for não correlacionada com x , ou essa correlação for fraca, então dizemos que z é um instrumento fraco.

[...] enquanto IV é consistente quando z e u são não correlacionados e z e x têm uma correlação positiva ou negativa, as estimativas IV podem ter erros padrão grandes, especialmente se z e x são apenas fracamente correlacionados. Fraca correlação entre z e x pode ter consequências ainda mais graves: o estimador IV pode ter um grande viés assintótico mesmo que z e u sejam apenas moderadamente correlacionados.

(WOOLDRIDGE, 2003, p. 493. Tradução da autora)

Utilizar variáveis instrumentais no modelo requer alguns cuidados. Segundo Wooldridge (2003), o método das variáveis instrumentais funciona, sejam x e u correlacionados ou não. No entanto, o autor afirma que, se x e u forem não correlacionados, então devemos utilizar o método OLS, pois a variância assintótica do estimador IV é sempre maior do que a variância assintótica do estimador OLS.

As consequências de se utilizar IV ou 2SLS quando não seria necessário, são semelhantes aos de incluir variáveis irrelevantes em um modelo OLS, ou seja, as estimativas dos coeficientes ainda serão consistentes, mas não serão eficientes, quando comparados com aqueles que utilizam diretamente OLS (BROOKS, 2014).

Wooldridge (2003) afirma que a estimação com variáveis instrumentais pode ser combinada com métodos de dados em painel e método das primeiras diferenças, para estimar, consistentemente, os parâmetros na presença de efeitos não observados e endogeneidade em

uma ou mais variáveis explicativas. Dessa forma, efeitos fixos ou aleatórios podem ser agregados ao método das variáveis instrumentais.

“Métodos REIV [*Random Effects Instrumental Variables*] e FEIV [*Fixed Effects Instrumental Variables*] podem ser aplicados a modelos de equações simultâneas para dados em painel, modelos com variáveis omitidas que variam no tempo, e os modelos de dados em painel com erros de medição” (WOOLDRIDGE, 2011, p. 356. Tradução da autora).

3.7.1 Endogeneidade das variáveis

Para que se possa identificar a existência de variáveis endógenas no modelo, é preciso recorrer a um teste de endogeneidade.

Wooldridge (2011) explica que os testes de endogeneidade são obtidos a partir de Durbin (1954), Wu (1973) e Hausman (1978).

Na equação geral $y = \mathbf{x}\beta + u$ com instrumentos \mathbf{z} , o teste de Durbin-Wu-Hausman (DWH) baseia-se na diferença $\hat{\beta}_{2SLS} - \hat{\beta}_{OLS}$. Se todos os elementos de \mathbf{x} são exógenos (e \mathbf{z} também é exógeno – um pressuposto mantido), então 2SLS e OLS deve diferir apenas devido a erro de amostragem.
(WOOLDRIDGE, 2011, p. 130. Tradução da autora)

Segundo Hausman (1978), na regressão padrão:

$$y = \mathbf{X}\beta + \varepsilon, \quad (22)$$

as duas especificações estocásticas são de que: (i) a expectativa condicional de ε , dado que \mathbf{X} é zero (ou para \mathbf{X} fixo, ε tem expectativa de zero); e (ii) ε tem uma matriz de covariância esférica.

Se a primeira suposição, chamada “suposição de ortogonalidade”, falhar, isso resulta em estimativas tendenciosas, enquanto que o fracasso da segunda hipótese, chamada de suposição de esfericidade, leva à perda de eficiência.

No estudo de Delis e Kouretas (2011) o teste de Hausman indicou que o método das variáveis instrumentais (IV – *Instrumental Variables*) é preferível em relação ao OLS. Em seu trabalho, algumas variáveis são consideradas endógenas, tais como capitalização, rentabilidade (por essa razão, os autores afirmam que a variável entra na equação defasada em um período) e eficiência. No caso da variável “tamanho”, Delis e Kouretas (2011) consideraram essa variável como pré determinada¹³.

¹³ Variáveis pré determinadas são variáveis cujo valor é determinado em período anterior ao período corrente.

De acordo com Delis e Kouretas (2011), considerando que os bancos moldam sua própria taxa de juros de empréstimos, as taxas de juros em nível de banco podem ser endogenamente determinadas pelo nível de assunção de risco dos bancos. Segundo os autores, trabalhos anteriores na região do Euro, indicavam que as taxas de juros da União Europeia são diretamente afetadas pelas taxas de juros nominais de curto prazo da Alemanha. Diante disso, os autores realizaram testes em seus modelos e constataram que a taxa de juros alemã de curto prazo é um bom instrumento para as equações.

No presente trabalho foi aplicado o teste de Durbin-Wu-Hausman para todos os modelos a serem utilizados. Foram testadas as variáveis de controle (tamanho, capitalização, rentabilidade e eficiência) e, considerando os argumentos de Delis e Kouretas (2011), foi testada, também, a taxa de juros em nível de banco, uma vez que essa variável é calculada a partir de dados das demonstrações contábeis das instituições (receitas com operações de crédito e carteira total de crédito).

No teste de Durbin-Wu-Hausman a hipótese nula é de que o regressor é exógeno, assim sendo, as estimativas por OLS são consistentes. Caso haja variáveis endógenas no modelo, a hipótese nula é rejeitada, devendo, então, ser utilizado algum método alternativo ao tradicional OLS.

Os resultados do teste, para todas as regressões testadas, indicam que pelo menos uma das variáveis é considerada endógena ao modelo.

Para lidar com esse problema da endogeneidade das variáveis explicativas, optou-se pela utilização de variáveis instrumentais (FEIV – *Fixed Effects Instrumental Variables*), conforme indicado pela literatura, e foi realizado um teste de diagnóstico de instrumento fraco, utilizando-se a estatística F de Cragg-Donald para verificar se os instrumentos utilizados são adequados. Os resultados deste teste são apresentados no Apêndice G, juntamente com os resultados do teste de endogeneidade de Durbin-Wu-Hausman.

Neste caso, foram utilizadas, como variáveis instrumentais, as próprias variáveis defasadas em um período ($t - 1$), uma vez que, pelos testes realizados, essas variáveis foram apontadas como bons instrumentos (ver Apêndice G), exceto no caso da variável independente *tamanho*, nas regressões que utilizam as primeiras diferenças, cujo teste indicou que a variável defasada é um instrumento fraco. Assim, nessa situação específica, optou-se por não instrumentalizar a variável.

No caso da variável representativa da taxa de juros em nível de banco, em todas as regressões a variável foi considerada exógena. Dessa forma, não foi necessária a utilização de instrumento para essa variável.

Em relação aos testes de adequação do modelo, Wooldridge (2003) alerta para o fato de que a maioria dos *softwares* econométricos calculam o R^2 após a estimação com variáveis instrumentais, utilizando a fórmula padrão: $R^2 = 1 - SSR/SST$. No entanto, no caso do OLS, o R^2 da estimação IV pode ser negativo, porque o SSR para IV pode ser maior do que o SST. Segundo o autor, embora isso não seja óbice para a apresentação do R^2 , essa informação, de fato, não é muito útil. Por essa razão, o R^2 das regressões realizadas neste trabalho não foi incluído nos quadros de resultados.

3.8 Limitações da pesquisa

Esse estudo possui algumas limitações a serem consideradas. Inicialmente, cabe registrar que o sistema financeiro brasileiro apresenta algumas peculiaridades quando comparado aos sistemas de outros países. Por exemplo: nem todos os recursos destinados a operações de crédito podem ser aplicadas livremente pelos bancos. Dessa forma as operações de crédito no Brasil são divididas em: operações com recursos livres e operações com recursos direcionados.

Os créditos direcionados, ou seja, a aplicação de recursos regulados em lei ou normativo, são destinados a determinados setores ou atividades. No Brasil, os três grandes bancos públicos federais são responsáveis por realizar esse tipo de operação. O BNDES oferece crédito para investimentos das empresas por meio de operações diretas e repasses. A Caixa Econômica Federal (CEF) é a principal responsável pelos financiamentos habitacionais, concedidos no âmbito do Sistema Financeiro da Habitação (SFH). E o Banco do Brasil é o principal agente financiador do crédito rural (LUNDBERG, 2011).

As operações de crédito direcionado impactam os resultados dos bancos, uma vez que as próprias remunerações recebidas não podem ser pactuadas livremente entre o mutuário e a instituição financeira. Certos tipos de operações ainda possuem taxas subsidiadas pelo governo. Além disso, a inadimplência desse tipo de operação apresenta características próprias, que quando analisada em bloco, conjuntamente com as demais operações de um banco, pode, eventualmente, conduzir o pesquisador a resultados enviesados.

Em que pese a relevância do tema, cabe registrar que não foi possível, neste estudo, segregar e controlar os efeitos desse tipo de operação, uma vez que a série de informações disponíveis, divulgada pelo BCB, não abrange todo o período de análise deste trabalho.

Destaca-se, também, que as taxas de juros em nível de banco, utilizadas no presente trabalho, resultam de uma *proxy* (o valor das receitas de operações de crédito dividido pelo

valor médio da carteira total de crédito), uma vez que não há dados do BCB disponíveis para todo o período compreendido pelo estudo. Assim, o que se tem é uma aproximação e não dados oficiais apurados pela autarquia que supervisiona o SFN.

Por fim, é importante ressaltar que os resultados apurados nesse estudo se limitam à amostra utilizada, e que os modelos econométricos utilizados não se destinam à aplicação para fins de previsão.

4 APURAÇÃO E ANÁLISE DOS RESULTADOS

4.1 Estatística descritiva

A partir da estatística descritiva, apresentada no Apêndice H deste trabalho, observa-se que o ativo de risco (ATR) médio, no Brasil, ficou em 0,467, sendo esse índice inferior aos encontrados por Delis e Kouretas (2011) – 0,776 e Kouretas e Tsoumas (2013) – 0,862. Esse resultado indica que, comparados às instituições financeiras dos países europeus, os bancos atuantes no Brasil tiveram menor exposição a ativos de risco.

Já o indicador de empréstimos inadimplentes (NPL) apresentou média de 0,061, superior à média encontrada por Delis e Kouretas (2011) – 0,031, mas inferior ao resultado do estudo de Kouretas e Tsoumas (2013) – 0,074. O resultado sugere que instituições financeiras de países menos desenvolvidos, como o Brasil e os países da Europa Central e Oriental, estão mais expostas ao risco de crédito do que as instituições de países mais desenvolvidos.

O Brasil apresentou resultados semelhantes aos países da Europa Central e Oriental com relação à média do indicador de capitalização (0,239 e 0,214, respectivamente). O nível de capitalização médio dos bancos da zona Euro foi inferior (0,087), o que pode ser considerado uma fonte de risco adicional para esses países, uma vez que um nível mais baixo de capitalização pressupõe maiores dificuldades para essas instituições de suportar eventuais períodos de crise.

Com relação ao indicador de eficiência, a média das instituições no Brasil (1,145) se apresentou superior à média das instituições da zona do Euro (1,093). Já as instituições dos países da Europa Central e Oriental apresentaram média inferior a 1 (0,980).

A taxa Selic semestral média do período é de 6,415%, enquanto a TJLP semestral média é de 3,636%. Os juros em nível de banco apresentaram média mais elevada, de 14,395%, indicando que a margem entre a taxa de captação e a taxa de aplicação dos bancos no país ainda é alta.

4.2 Resultados das regressões

No presente estudo foram realizadas 48 regressões, conforme demonstrado no Apêndice I, sendo que nas regressões de números 1 a 24 se utiliza, como variável dependente, o Ativo de Risco (ATR) e nas regressões de números 25 a 48 se utiliza o indicador de Créditos Inadimplentes (NPL).

Os principais resultados das regressões são apresentados e comentados a seguir.

4.2.1 Regressões com a variável dependente ATR

No presente trabalho, encontrou-se relação negativa e significativa entre as taxas de juros reais do período corrente, Selic e TJLP, e a variável ATR. Nas regressões que utilizam as taxas do período anterior ($t - 1$), a Selic e a TJLP, tanto reais quanto nominais, apresentaram coeficientes negativos e significativos, conforme demonstrado na Tabela 4. Esses resultados confirmam os achados de Delis e Kouretas (2011) em relação à variável ATR. Delis e Kouretas (2011) encontraram relação negativa e significativa entre as taxas de juros e as variáveis representativas do risco bancário, sugerindo que taxas de juros baixas aumentam a assunção de risco dos bancos.

Convém ressaltar que foram obtidos mais coeficientes significativos entre as taxas de juros do período ($t - 1$) do que entre as taxas do período (t). Isso indica que o nível de risco e a estrutura de ativos das instituições financeiras refletem, em certa medida, os efeitos das taxas de juros do passado recente, confirmando a hipótese de que essas instituições respondem às mudanças nas taxas de juros, realocando seus recursos entre ativos de maior e menor risco, após determinado tempo, e não imediatamente.

Em relação aos modelos que utilizam a primeira diferença das variáveis, os trabalhos de Delis e Kouretas (2011) e Kouretas e Tsoumas (2013) apontaram que, para ambas as medidas de risco bancário utilizadas, os efeitos de todas as medidas de alteração nas taxas de juros, bem como das alterações das variáveis de controle, são semelhantes aos obtidos quando as variáveis são testadas em nível.

No caso da variável ATR em primeira diferença, os resultados do presente estudo indicaram o mesmo resultado – relação negativa e significativa – apenas para a taxa Selic (nominal) do período anterior, conforme detalhado na Tabela 5. Ao se analisar as variáveis do período corrente, apenas a taxa de juros em nível de banco (real e nominal) apresentou coeficiente significativo. O sinal do coeficiente, no entanto, ao contrário das demais regressões, se mostrou positivo. Podemos explicar esse resultado sob a ótica do *trade off* entre rentabilidade e liquidez. Quando a taxa de juros das operações de crédito aumenta (ou seja, tem variação positiva em determinado período) as instituições irão preferir abrir mão da liquidez em favor de maiores retornos. Dessa forma, é razoável que os bancos busquem migrar recursos de operações mais líquidas, como títulos de renda fixa, para operações menos líquidas e mais rentáveis, como as operações de crédito.

No tocante às variáveis de controle, nas regressões em nível encontrou-se relação positiva e significativa para as variáveis tamanho, capitalização e rentabilidade. Isso significa dizer que as instituições que apresentam maior rentabilidade, o fazem por meio de maior assunção de risco em seus ativos. Por consequência, de acordo com a regulamentação referente ao Acordo de Basileia, um maior nível de capitalização é exigido dessas instituições para fazer frente aos maiores riscos assumidos. Por fim, parece que bancos maiores são mais propensos a assumirem riscos mais elevados em busca de maior rentabilidade. O coeficiente positivo e significativo da variável dependente defasada representa a persistência desse tipo de comportamento.

Tabela 4 – Resumo dos resultados significativos – Variável dependente Ativo de risco, em nível – ATR

Variável dependente: Ativo de Risco (ATR)						
	(2)	(4)	(7)	(8)	(9)	(10)
Variável	Coeficiente Erro Padrão	Coeficiente Erro Padrão	Coeficiente Erro Padrão	Coeficiente Erro Padrão	Coeficiente Erro Padrão	Coeficiente Erro Padrão
C	-0,110309 (0,0883)	-0,117112 (0,0816)	-0,049801 (0,0941)	-0,070899 (0,0820)	-0,108297 (0,0740)	-0,172189 ** (0,0740)
ATR (-1)	0,731614 *** (0,0175)	0,732062 *** (0,0174)	0,728750 *** (0,0175)	0,729507 *** (0,0173)	0,731558 *** (0,0176)	0,734717 *** (0,0172)
TAM	0,010613 *** (0,0038)	0,010734 *** (0,0036)	0,008294 ** (0,0040)	0,008980 ** (0,0036)	0,010770 ** (0,0042)	0,013168 *** (0,0033)
CAP	0,102560 *** (0,0264)	0,103335 *** (0,0264)	0,097741 *** (0,0265)	0,098732 *** (0,0267)	0,101637 *** (0,0267)	0,104362 *** (0,0264)
RENT	0,141790 ** (0,0559)	0,140324 ** (0,0556)	0,137486 ** (0,0559)	0,149517 *** (0,0562)	0,134723 ** (0,0562)	0,149529 *** (0,0567)
EF	-0,003838 (0,0046)	-0,003959 (0,0046)	-0,003687 (0,0046)	-0,004243 (0,0046)	-0,003370 (0,0046)	-0,003790 (0,0046)
PIB	-0,034714 (0,0307)	-0,018896 (0,0290)	-0,012687 (0,0289)	0,013543 (0,0294)	-0,008730 (0,0291)	0,021325 (0,0312)
SELIC_R	-0,207177 ** (0,0894)					
TJLP_R		-0,423682 *** (0,1526)				
SELIC (-1)			-0,253224 *** (0,0846)			
SELIC_R (-1)				-0,307170 *** (0,0805)		
TJLP (-1)					-0,356945 * (0,1929)	
TJLP_R (-1)						-0,364438 *** (0,1318)
Periods included	21	21	21	21	21	21
Cross-sections included	73	73	73	73	73	73
Total panel (unbalanced) observations	1.530	1.530	1.530	1.530	1.530	1.530
Wald test (Chi-square)	1.872,6880	1.880,3770	1.891,2500	1.906,0400	1.858,3220	1.868,1700
Probability	0,00000	0,00000	0,00000	0,00000	0,00000	0,00000
S.E. of regression	0,09116	0,09115	0,09091	0,09070	0,09101	0,09073
Mean dependent var	0,75462	0,75461	0,75410	0,75282	0,75344	0,74968
S.D. dependent var	0,55806	0,55764	0,55769	0,55550	0,55731	0,55015
Sumsquared resid	12,04830	12,04707	11,98404	11,92817	12,01040	11,93505

Fonte: Resultado das regressões estimadas

*** Significância 1%

** Significância 5%

* Significância 10%

Tabela 5 – Resumo dos resultados significativos – Variável dependente Ativo de risco, 1ª diferença – D(ATR)

Variável dependente: Ativo de Risco, 1ª diferença - D(ATR)			
	(17)	(18)	(19)
Variável	Coefficiente Erro Padrão	Coefficiente Erro Padrão	Coefficiente Erro Padrão
C	0,003506 ** (0,0015)	0,003360 ** (0,0015)	0,004395 *** (0,0013)
D (ATR (-1))	-0,250674 *** (0,0268)	-0,252192 *** (0,0269)	-0,228587 *** (0,0261)
D (TAM)	-0,029926 ** (0,0124)	-0,032407 *** (0,0124)	-0,023322 *** (0,0080)
D (CAP)	-0,188488 *** (0,0317)	-0,181993 *** (0,0315)	-0,076116 *** (0,0177)
D (RENT)	-0,449009 *** (0,1611)	-0,435697 *** (0,1579)	0,002730 (0,0361)
D (EF)	0,004486 *** (0,0016)	0,004496 *** (0,0016)	0,001559 (0,0035)
D (PIB)	-0,098492 *** (0,0239)	-0,102671 *** (0,0239)	-0,088366 *** (0,0202)
D (TX_OPC)	0,083924 *** (0,0241)		
D (TX_OPC_R)		0,033934 ** (0,0160)	
D (SELIC (-1))			-0,280894 ** (0,1182)
Periods included	20	20	20
Cross-sections included	71	71	73
Total panel (unbalanced) observations	1.361	1.365	1.456
Wald test (Chi-square)	152,5463	145,4492	119,9409
Probability	0,00000	0,00000	0,00000
S.E. of regression	0,09152	0,09145	0,09406
Mean dependent var	0,00521	0,00526	0,00695
S.D. dependent var	0,09493	0,09459	0,09652
Sum squared resid	10,74608	10,76410	12,17260

Fonte: Resultado das regressões estimadas

*** Significância 1%

** Significância 5%

* Significância 10%

Com relação às regressões em primeira diferença, apresentaram sinal negativo e significativo as variáveis tamanho, capitalização e PIB. Esse resultado indica que uma redução no PIB pode levar a um aumento do risco das instituições financeiras. Uma redução no nível de capitalização e/ou do tamanho real de um banco pode estar associado com prejuízos incorridos (que reduzem o PL da instituição) e, portanto, também está associada ao nível de risco geral.

4.2.2 Regressões com a variável dependente NPL

Analisando os resultados das regressões referentes à variável de risco NPL, apresentados no Apêndice I, observa-se que não há nenhuma relação significativa quando consideradas as taxas de juros do período corrente (regressões 25 a 30). No entanto, quando são consideradas as taxas do período imediatamente anterior ($t - 1$), os coeficientes encontrados

são positivos e significativos para todas as taxas reais, e também para a taxa Selic nominal (Tabela 6). Esses resultados são divergentes dos estudos anteriores de Delis e Kouretas (2011), em que todas as taxas de juros empregadas nas regressões apresentaram coeficiente negativo e fortemente significativo, sugerindo que taxas de juros baixas aumentam o risco assumido pelos bancos. Esse resultado se mantém o mesmo independentemente da *proxy* utilizada para o risco bancário (ativo de risco ou créditos inadimplentes). O estudo de Kouretas e Tsoumas (2013) também apresentou coeficientes negativos e significativos quando a variável dependente é o NPL.

Os sinais positivos encontrados nas regressões mostram que quanto maior o nível das taxas de juros reais, maior é o risco de crédito ao qual às instituições financeiras estão expostas. Esse resultado reflete, de certo modo, o maior nível de inadimplência gerado por taxas elevadas de juros. É esperado que, quanto maior for a taxa de juros cobrada do mutuário, maior será a dificuldade desse mutuário em conseguir honrar a dívida contraída. Como subsídio a essa afirmação, são trazidos alguns dados a respeito da inadimplência no SFN. O gráfico apresentado no Anexo 2 mostra que, no período de 2006 a 2014, a inadimplência atingiu alguns picos de alta nos anos de 2006, 2009, 2011 e 2012. Em setembro de 2009 a inadimplência atingiu o patamar de 4%. Após baixar para 3,5% no final de 2010, a inadimplência voltou a subir a partir de 2011, chegando a 3,9% no final daquele ano, e 3,7% em dezembro de 2012. Esses picos de inadimplência registrados coincidem com picos de alta da taxa de juros das operações de crédito (final de 2006, final de 2008 e final de 2011), conforme pode ser observado no Gráfico 10, que apresenta a evolução das taxas de juros (Selic, TJLP e Taxa de juros em nível de banco) reais ao semestre, para o período de 2003 a 2013.

Além disso, o fato de não ser constatada significância em relação às taxas de juros do período (t), mas, por outro lado, encontrar coeficientes significativos em relação às taxas do período ($t - 1$), confirma a hipótese, de autores como Laeven e Majnoni (2003) e Bikker e Metzmakers (2005), que afirmam que o indicador de empréstimos inadimplentes não reflete uma posição atual, mas sim, passada.

As regressões realizadas com as primeiras diferenças das variáveis também apresentaram relação positiva e significativa para praticamente todas as variáveis de taxas de juros do período ($t - 1$) que foram testadas, exceto para a taxa de juros real em nível de banco (Tabela 7). Em relação às taxas de juros do período (t), as taxas reais Selic e TJLP também apresentaram relação positiva e significativa com o NPL. Esses resultados corroboram a explicação de que aumentos nas taxas de juros geram elevação do risco de crédito dos bancos, uma vez que esse indicador está diretamente relacionado com o nível geral de inadimplência.

No que diz respeito às variáveis de controle, nas regressões em nível apenas a variável dependente defasada e a variável tamanho se mostraram significativas. O sinal para essas variáveis, a exemplo do que ocorreu nas regressões com a variável dependente ATR, é positivo, indicando que quanto maior o banco, maior a propensão a assumir riscos mais elevados. O coeficiente positivo da variável dependente defasada indica a persistência do risco. Nas regressões em primeira diferença, as variáveis tamanho, capitalização e rentabilidade apresentaram coeficiente positivo e significativo. Tal resultado sugere que o aumento da rentabilidade pode ser decorrente do aumento da exposição das instituições financeiras ao risco de crédito. E o aumento do nível de capitalização dos bancos pode estar relacionado à maior exigência de capital para fazer frente ao incremento do risco em suas carteiras de crédito.

Tabela 6 – Resumo dos resultados significativos – Variável dependente Créditos inadimplentes, em nível – NPL

Variável dependente: Créditos inadimplentes - NPL				
	(31)	(32)	(34)	(36)
Variável	Coeficiente	Coeficiente	Coeficiente	Coeficiente
	Erro Padrão	Erro Padrão	Erro Padrão	Erro Padrão
C	0,174303 (0,2317)	0,111703 (0,1893)	0,199272 (0,1716)	0,387107 (0,2502)
NPL (-1)	0,571030 *** (0,0656)	0,589581 *** (0,0645)	0,592694 *** (0,0631)	0,587429 *** (0,0661)
TAM	0,012095 *** (0,0038)	0,011751 *** (0,0045)	0,009020 * (0,0048)	0,009377 * (0,0054)
CAP	0,006716 (0,0146)	0,008948 (0,0129)	0,003812 (0,0129)	-0,020134 (0,0207)
RENT	1,415698 (1,1933)	1,114333 (1,1130)	1,207813 (1,0707)	1,930058 (1,4434)
EF	-0,404531 (0,2880)	-0,334955 (0,2686)	-0,357473 (0,2589)	-0,545407 (0,3476)
PIB	0,016035 (0,0441)	-0,011169 (0,0418)	-0,015561 (0,0366)	0,035043 (0,0540)
SELIC (-1)	0,143441 *** (0,0507)			
SELIC_R (-1)		0,207151 *** (0,0379)		
TJLP_R (-1)			0,250365 *** (0,0844)	
TX_OPC_R (-1)				0,026639 ** (0,0115)
Periods included	21	21	21	21
Cross-sections included	69	69	69	69
Total panel (unbalanced) observations	1.424	1.424	1.424	1.409
Wald test (Chi-square)	563,6625	594,8718	559,5086	481,2241
Probability	0,00000	0,00000	0,00000	0,00000
S.E. of regression	0,08849	0,08351	0,08536	0,09878
Mean dependent var	0,17427	0,17447	0,17451	0,16941
S.D. dependent var	0,20912	0,20831	0,20718	0,20024
Sumsquared resid	10,55577	9,40107	9,82132	13,00727

Fonte: Resultado das regressões estimadas

*** Significância 1%

** Significância 5%

* Significância 10%

Tabela 7 – Resumo dos resultados significativos – Variável dependente Créditos inadimplentes, 1ª diferença – D(NPL)

Variável dependente: Créditos inadimplentes, 1ª diferença - D(NPL)							
	(38)	(40)	(43)	(44)	(45)	(46)	(47)
Variável	Coeficiente	Coeficiente	Coeficiente	Coeficiente	Coeficiente	Coeficiente	Coeficiente
	Erro Padrão	Erro Padrão	Erro Padrão	Erro Padrão	Erro Padrão	Erro Padrão	Erro Padrão
C	-0,001862 *** (0,0006)	-0,001861 *** (0,0006)	-0,000692 (0,0007)	-0,001719 *** (0,0006)	-0,000515 (0,0006)	-0,001969 *** (0,0006)	-0,000912 *** (0,0002)
D (NPL (-1))	-0,097217 *** (0,0356)	-0,103167 *** (0,0357)	-0,102804 *** (0,0360)	-0,093540 *** (0,0362)	-0,100253 *** (0,0367)	-0,093489 *** (0,0361)	-0,054937 * (0,0294)
D (TAM)	0,050686 *** (0,0166)	0,052151 *** (0,0172)	0,055605 *** (0,0170)	0,050513 *** (0,0167)	0,054349 *** (0,0176)	0,047278 *** (0,0163)	0,005330 *** (0,0018)
D (CAP)	0,308508 ** (0,1235)	0,319632 ** (0,1275)	0,346735 *** (0,1236)	0,319642 *** (0,1197)	0,336821 *** (0,1273)	0,299150 ** (0,1182)	0,015641 ** (0,0067)
D (RENT)	0,283520 ** (0,1129)	0,291043 ** (0,1134)	0,334897 *** (0,1152)	0,311675 *** (0,1159)	0,328850 *** (0,1185)	0,285827 ** (0,1141)	0,116499 (0,0729)
D (EF)	0,029717 ** (0,0145)	0,030573 ** (0,0147)	0,023470 (0,0150)	0,024839 * (0,0147)	0,028858 *** (0,0152)	0,028837 ** (0,0146)	0,011276 (0,0096)
D (PIB)	0,016322 * (0,0085)	0,013491 * (0,0076)	0,007962 (0,0085)	-0,009004 (0,0085)	0,005238 (0,0082)	-0,003595 (0,0083)	0,003273 (0,0039)
D (SELIC_R)	0,079853 ** (0,0314)						
D (TJLP_R)		0,177443 *** (0,0472)					
D (SELIC (-1))			0,374740 *** (0,0458)				
D (SELIC_R (-1))				0,161624 *** (0,0283)			
D (TJLP (-1))					0,956957 *** (0,1864)		
D (TJLP_R (-1))						0,082431 ** (0,0376)	
D (TX_OPC (-1))							0,011859 * (0,0062)
Periods included	20	20	20	20	20	20	20
Cross-sections included	69	69	69	69	69	69	69
Total panel (unbalanced) observations	1.353	1.353	1.353	1.353	1.353	1.353	1.335
Wald test (Chi-square)	26,5167	34,3321	79,3286	45,1361	36,1522	21,5432	22,5847
Probability	0,00040	0,00000	0,00000	0,00000	0,00000	0,00300	0,00200
S.E. of regression	0,06244	0,06316	0,06284	0,06143	0,06287	0,06108	0,05988
Mean dependent var	-0,00206	-0,00203	-0,00191	-0,00175	-0,00170	-0,00174	-0,00178
S.D. dependent var	0,05402	0,05434	0,05421	0,05299	0,05285	0,05255	0,05712
Sum squared resid	4,97921	5,09458	5,04314	4,81921	5,04687	4,76380	4,51429

Fonte: Resultado das regressões estimadas

*** Significância 1%

** Significância 5%

* Significância 10%

4.3 Análise das hipóteses e objetivos estabelecidos

Nesta seção são analisados os resultados encontrados frente aos objetivos estabelecidos e hipóteses formuladas, conforme descrito nas seções 1.1 e 1.2 deste trabalho.

O primeiro objetivo específico estabelecido é o de verificar, empiricamente, se existe uma relação (negativa/positiva) entre os níveis de taxas de juros e o nível de exposição ao risco das instituições financeiras no Brasil. Conforme detalhado nas seções anteriores, constatou-se que há associação entre essas variáveis, validando a hipótese H₁. A variável ativo de risco (ATR) apresentou relação negativa com os níveis de taxas de juros (nominais e/ou reais) praticados no país, enquanto para a variável créditos inadimplentes (NPL), a relação encontrada

foi positiva. Tal resultado indica que, embora o nível de risco seja claramente afetado pelo nível das taxas de juros do ambiente em que estão inseridas as instituições financeiras, essa relação nem sempre é negativa.

Os resultados indicam que períodos de taxas de juros baixas podem, de fato, conduzir os bancos a assumirem maiores riscos, ampliando o total de ativos de risco em seus balanços. Por outro lado, taxas de juros baixas estão positivamente relacionadas ao nível de créditos inadimplentes, assim como reduções das taxas de juros estão positivamente relacionadas a reduções no nível desses créditos. Isso significa dizer que o risco de crédito é maior em períodos de taxas de juros altas, uma vez que taxas de juros elevadas comprometem a situação financeira dos mutuários, criando dificuldades para a manutenção da adimplência da dívida contraída.

Frente aos resultados encontrados, pode-se afirmar que, diferentemente do nível de risco do Ativo, medido pela variável ATR, o nível de risco de crédito, representado pela variável dependente NPL, não decorre apenas do comportamento de risco das instituições financeiras, mas pode resultar, em grande parte, do perfil de pagador do cliente dessas instituições. Alterações nas taxas de juros afetam o comportamento de risco dos bancos, mas podem afetar, também, o comportamento dos consumidores, que tendem a enfrentar maiores dificuldades para honrar os empréstimos contraídos quando as taxas de juros se tornam muito elevadas.

É preciso lembrar, no entanto, que a relação positiva entre os créditos inadimplentes e as taxas de juros, encontrada no Brasil, diverge dos resultados encontrados em outros países. Tal fato parece indicar que, ao contrário do que aconteceu em outros países, as instituições financeiras atuantes no Brasil não reduziram significativamente os seus padrões de crédito em busca de maiores retornos. É possível, também, que os níveis mais elevados de *spread* bancário, que garantiram bons retornos aos bancos atuantes no Brasil mesmo em períodos de taxas de juros baixas, podem ter contribuído para o controle do nível de risco de crédito dessas instituições.

Assim, diante do exposto anteriormente, considera-se que a hipótese H₂ – referente ao segundo objetivo específico, de que os níveis de taxas de juros (nominais e/ou reais) podem afetar, de forma distinta, o nível de exposição das instituições financeiras ao risco de crédito e o nível de exposição a ativos de risco – também foi confirmada.

Quanto ao terceiro objetivo específico estabelecido, de verificar, empiricamente, se a exposição das instituições financeiras ao risco é afetado tanto pelas taxas de juros do período corrente (t), quanto pelas taxas de juros do período imediatamente anterior ($t - 1$), os resultados do estudo corroboraram a hipótese H₃, uma vez que foram constatados mais coeficientes

significativos quando consideradas as taxas de juros do período $(t - 1)$ do que quando consideradas as taxas do período (t) .

5 CONSIDERAÇÕES FINAIS

O ambiente de taxas de juros baixas por um longo período é visto, por alguns pesquisadores, como um elemento que contribuiu para o aumento da exposição das instituições financeiras ao risco e para o estabelecimento da crise financeira mundial de 2008. O tema tem despertado interesse e suscitado pesquisas a respeito em diversos países, na tentativa de se encontrar explicações econômicas para o fenômeno.

O objetivo deste trabalho foi verificar, a partir de informações contábeis das instituições financeiras em atividade no Brasil nos últimos 11 anos, a possível associação existente entre o nível de exposição ao risco dessas instituições e o nível de taxa de juros, reais e nominais, praticadas no país nesse período.

Os resultados obtidos indicam que, embora o nível de risco das instituições financeiras seja claramente afetado pelo nível das taxas de juros do ambiente em que estão inseridas, nem sempre essa relação é negativa. Outros fatores, talvez específicos das economias analisadas, dos sistemas financeiros ou das próprias instituições financeiras, podem ter influência nessa relação.

Além disso, constatou-se que a exposição das instituições financeiras ao risco é afetado tanto pelas taxas de juros do período corrente, quanto pelas taxas de juros do período anterior, uma vez que foram encontrados mais coeficientes significativos quando analisadas as taxas de juros do período $(t - 1)$ do que quando analisadas as taxas do período (t) .

Há evidências de que o período de taxas de juros baixas levou os bancos a assumirem maiores riscos, ampliando o total de ativos de risco em relação ao seu ativo total. Por outro lado, períodos de taxas de juros baixas estão positivamente relacionados ao nível de empréstimos inadimplentes, assim como reduções das taxas de juros estão positivamente relacionadas a reduções no nível de empréstimos inadimplentes. Isso significa dizer que, no caso analisado, períodos de taxas de juros baixas levaram a uma redução do risco de crédito. Tal resultado indica que o nível de risco de crédito, representado pela variável dependente NPL, não decorre apenas do comportamento de risco das instituições financeiras, mas pode resultar, em grande parte, do perfil de pagador do cliente dessas instituições. Assim, alterações nas taxas de juros afetam o comportamento de risco dos bancos, mas podem afetar, também, o comportamento dos consumidores, que tendem a enfrentar maiores dificuldades para honrar os empréstimos contraídos quando as taxas de juros se tornam muito elevadas.

É preciso lembrar, no entanto, que a relação positiva entre os empréstimos inadimplentes e as taxas de juros, encontrada no Brasil, diverge dos resultados encontrados em

outros países. Tal fato parece indicar que, ao contrário do que aconteceu em outros países, as instituições financeiras atuantes no Brasil não reduziram significativamente os seus padrões de crédito em busca de maiores retornos. É possível que os níveis mais elevados de *spread* bancário, que garantiram bons retornos aos bancos mesmo em períodos de taxas de juros mais baixas, tenham contribuído para o controle do nível de risco de crédito dessas instituições.

Dessa forma, acredita-se que, a propósito do que foi afirmado por Cociuba, Shukayev e Ueberfeldt (2012), deve existir uma política de taxa de juros “ideal”, de forma a evitar que as instituições financeiras assumam riscos perigosamente elevados como forma de incrementar seus retornos. Segundo Cociuba, Shukayev e Ueberfeldt (2012), uma política de taxas de juros abaixo do nível ideal pode contribuir para a assunção de maiores riscos, uma vez que há fontes de ineficiência nos mercados financeiros que podem levar os participantes a não precificarem corretamente o risco.

Para futuras pesquisas sobre o tema, sugere-se um maior aprofundamento da análise do efeito dos níveis de taxas de juros sobre o risco bancário considerando características individuais das instituições financeiras analisadas, tais como tipo de controle (público ou privado), origem do capital (nacional ou estrangeiro), porte da instituição, área de atuação, etc.

REFERÊNCIAS

BALTAGI, B. H. Panel data methods. Prepared for the **Handbook of Applied Economic Statistics**, edited by Aman Ullah and David E. A. Giles, Marcel Dekker, New York, 1998. Disponível em: <<http://ftp.zew.de/pub/zew-docs/sws/baltagi.pdf>>. Acesso em: 10 out. 2014.

Banco Central do Brasil (BCB) normas:
<http://www.bcb.gov.br/pre/normativos/novaBusca/buscaNormativo.asp>

BASELGA-PASCUAL, L.; TRUJILLO-PONCE, A.; CARDONE-RIPORTELLA, C, Factors Influencing Bank Risk in Europe: Evidence from the Financial Crisis. **FUNCAS**, Forthcoming, 2013. Disponível em: <<http://ssrn.com/abstract=2304160>>. Acesso em: 21 jan. 2014.

BECK, N. S.; KATZ, J. N. What to do (and what not to do) with Time-Series Cross-Section Data. **The American Political Science Review**, n. 3, v. 89, p. 634-647, 1995. Disponível em: <<http://www.jstor.org/stable/2082979>>. Acesso em: 17 out. 2014.

BIKKER, J. A., S.; METZEMAKERS, P. A. J. Bank provisioning behaviour and procyclicality. **Journal of International Markets, Institutions & Money**, n. 15, v. 2, p. 141-157, 2005. Disponível em: <<http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S1042443104000678>>. Acesso em: 17 mar. 2014.

BORIO, C.; ZHU, H. Capital regulation, risk-taking and monetary policy: A missing link in the transmission mechanism. **Bank for International Settlements Working Paper**, n. 268, 2008. Disponível em: <<http://www.bis.org/publ/work268.pdf>>. Acesso em: 13 jan. 2014.

BRISSIMIS, S. N.; DELIS, M. Bank heterogeneity and monetary policy transmission. **Bank of Greece Working Papers**, n. 101. Disponível em: <<http://www.ecb.europa.eu/pub/pdf/scpwps/ecbwp1233.pdf>>. Acesso em: 13 jan. 2014.

BROOKS, C. **Introductory econometrics for finance** (e-book). 3rd ed. Cambridge University Press, 2014.

CARVALHO, F. C. **On bank's liquidity preference**. Texto publicado em P. Davidson e J. Kregel (eds), Full Employment and Price Stability in a Global Economy, Cheltenham: Edward Elgar, 1999. Texto apresentado no Fifth International JPKE Workshop. Knoxville: University of Tennessee, July 1998.

CATÃO, L. A. V.; PAGAN, A. The credit channel and monetary transmission in Brazil and Chile: a structural var approach. **Central Bank of Chile Working Papers**, n. 579, 2010. Disponível em: <http://www.bcentral.cl/estudios/banca-central/pdf/v16/Vol16_105-144.pdf>. Acesso em: 28 ago. 2013.

CLARK, T. S.; DREW, A. L. Should I use fixed or random effects? **Emory University**, 2012. Disponível em: <<http://polmeth.wustl.edu/media/Paper/ClarkLinzerREFEMar2012.pdf>>. Acesso em: 10 out. 2014.

COCIUBA, S. E.; SHUKAYEV, M.; UEBERFELDT, A. Do low interest rates sow the seeds of financial crisis. **EPRI working paper series**, 2012. Disponível em:

<http://economics.uwo.ca/centres/epri/wp2012/Cociuba_Shukayev_Ueberfeldt_01.pdf>.

Acesso em: 21 jan. 2014.

COELHO, C. A.; MELLO, J. M. P.; GARCIA, M. G. P. Identifying the Bank Lending Channel in Brazil through Data Frequency. **Economía**, v. 10, n. 2, p. 47–79, 2010. Disponível em: <<http://www.econ.puc-rio.br/pdf/td574.pdf>>. Acesso em: 28 ago. 2013.

CORNETT, M. M.; SAUNDERS, A. **Fundamentals of financial institutions management**. Irwin/McGraw-Hill, 1999.

DAMODARAN, A. **Finanças corporativas: teoria e prática**. 2a ed. Porto Alegre: Bookman, 2004.

DELIS, M. D.; KOURETAS, G. P. Interest rates and bank risk-taking. **Journal of Banking & Finance**, v. 35, n. 4, p. 840–855, Apr. 2011. Disponível em:

<<http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0378426610003961>>. Acesso em: 23 nov. 2013.

DELL'ARICCIA, G.; LAEVEN, L.; MARQUEZ, R. Real interest rates, leverage, and bank risk-taking. **Journal of Economic Theory**, v. 149, p. 65–99, 2014.

Disponível em: <<http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S002205311300118X>>.

Acesso em: 21 jan. 2014.

_____; MARQUEZ, R. Lending booms and lending standards. **The Journal of Finance**, v. 61, n. 5, p. 2511–2546, 2006. Disponível em: <<http://www.jstor.org/stable/3874718>>. Acesso em: 13 jan. 2014.

Departamento Intersindical de Estatística e Estudos Socioeconômicos (DIEESE). **Spread e juros bancários**. 2012. Disponível em:

<<http://www.dieese.org.br/notatecnica/2012/notaTec109Spread.pdf>>. Acesso em: 21 jan. 2014.

FAMA, E. Banking in theory of finance. **Journal of Monetary Economics**, v. 6, p. 39–57, 1980. Disponível em: <<http://www.jstor.org/stable/1811632>>. Acesso em: 7 jun. 2014.

GUJARATI, D. N. **Econometria Básica**. 4a ed. Rio de Janeiro: Elsevier, 2006.

GURLEY, J. G.; SHAW, E. S. Bank risk-taking in CEE countries. **Financial Aspects of Economic Development**, v. 45, n. 4, p. 515–538, 1955. Disponível em:

<<http://www.jstor.org/stable/1811632>>. Acesso em: 7 jun. 2014.

HAUSMAN, J. A. Specification Tests in Econometrics. **Econometria**, v. 46, n. 6, p. 1251–1271, 1978. Disponível em:

<<http://www.jstor.org/stable/1913827>>. Acesso em: 16 jun. 2014.

HULL, J. C. **Risk management and financial institutions** (e-book). 3rd ed. New Jersey: John Wiley & Sons, Inc., 2012.

IOANNIDOU, V.; ONGENA, S.; PEYDRO, J. Monetary policy risk-taking and pricing evidence from a quasi-natural experiment. **European Banking CentER Discussion Paper** n. 2009-04S, 2008. Disponível em:

<<http://www.imf.org/external/np/res/seminars/2008/arc/pdf/iop.pdf>>. Acesso em: 13 jan. 2014.

JIMÉNEZ, G.; ONGENA, S.; PEYDRO, J.; SAURINA SALAS, J. Hazardous times for monetary policy: What do twenty-three million bank loans say about the effects of monetary policy on credit risk? **CEPR Discussion Paper**, n. 6514, 2007. Disponível em:

<http://www.ecb.europa.eu/events/pdf/conferences/ecbcf_cbfm/JimenezOngenaPeydroSaurina.pdf?c9c743e8da910b69ef64ea9fe9769bbd>. Acesso em: 13 jan. 2014.

KEYNES, J. M. The general theory of employment. **The Quarterly Journal of Economics**, v. 51, n. 2, p. 209-223, 1937. Disponível em: <<http://www.jstor.org/stable/1882087>>. Acesso em: 7 out. 2014.

_____. **A Treatise on Money**: The collected writings of John Maynard Keynes. New York: Cambridge University Press, 1971.

_____. **The general theory of employment, interest and money**. New York: Cambridge University Press, 1973.

KLEIN, M. A. A theory of the banking firm. **Journal of Money, Credit and Banking**, v. 3, n. 2, p. 205-218, 1971. Disponível em: <<http://jstor.org/stable/1991279>>. Acesso em: 7 jun. 2014.

KÖLLER, M. Which banks are more risky? The impact of loan growth and business model on bank risk-taking. **Discussion Papers Deutsche Bundesbank, Working Paper**, 2012. Disponível em: <<https://www.econstor.eu/dspace/bitstream/10419/67401/1/731863143.pdf>>. Acesso em: 21 jan. 2014.

KOURETAS, G. P.; TSOUMAS, C. Bank risk-taking in CEE countries. **Central European Journal of Modelling and Econometrics**, v. 5, n. 2, p. 103-123, 2013. Disponível em: <<http://yadda.icm.edu.pl/yadda/element/bwmeta1.element.desklight-7e903820-e81d-4397-aa0e-e85761ac352d>>. Acesso em: 27 maio 2013.

LAEVEN, L.; LEVINE, R. Bank governance, regulation, and risk taking. **Journal of Financial Economics**, v. 93, n. 2, p. 259-275, 2009. Disponível em: <<http://www.nber.org/papers/w14113>>. Acesso em: 21 jan. 2014.

_____; MAJNONI, G. Loan loss provisioning and economic slowdowns: too much, too late? **Journal of Financial Intermediation**, v. 12, n. 2, p. 178-197, 2003. Disponível em: <<http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S1042957303000160>>. Acesso em: 21 jan. 2014.

LEMMON, M. L.; ROBERTS, M. R.; ZENDER, J. F. Persistence and the Cross-Section of Corporate Capital Structure. **Journal of Finance**, v. 63, n. 4, p. 1575-1608, 2008. Disponível em: <<http://www.jstor.org/stable/25094484>>. Acesso em: 20 out. 2014.

LUNDBERG, E. L. Bancos oficiais e crédito direcionado. **Banco Central do Brasil, Working paper series**, n. 258, 2011. Disponível em:
<http://www.bcb.gov.br/pec/wps/port/td258.pdf>. Acesso em: 1 out. 2014.

MELLO, L.; PISU, M. The bank lending channel of monetary transmission in Brazil: A VECM approach. **The Quarterly Review of Economics and Finance**, v. 50, n. 1, p. 50-60, 2010. Disponível em:
<http://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S1062976909000908>. Acesso em: 28 maio 2014.

MONTES, G. C.; MACHADO, C. C. Credibility and the credit channel transmission of monetary policy theoretical model and econometric analysis for Brazil. **Journal of Economic Studies**, v. 40, n. 4, p. 469-492, 2013. Disponível em:
<http://www.emeraldinsight.com/doi/full/10.1108/JES-04-2012-0048>. Acesso em: 28 ago. 2013.

PAULA, L. F. R. Teoria da firma bancária. In: Lima, G. T.; Paula, L. F.; Sicsú, J. **Macroeconomia moderna: Keynes e a economia contemporânea**, p.171-189, 1999. Rio de Janeiro: Editora Campus. Disponível em:
<http://www.luizfernandodepaula.com.br/ups/teoria-firma-bancaria.pdf>. Acesso em: 7 jun. 2014.

_____. Teoria horizontalista da moeda e do crédito: Crítica da Crítica. **Estudos Econômicos**, v. 33, n. 2, p. 325-352, 2003. Disponível em:
<http://www.scielo.br/pdf/ee/v33n2/v33n2a04.pdf>. Acesso em: 7 out. 2014.

_____. Bancos e crédito: a abordagem pós-keynesiana de preferência pela liquidez. **Revista de Economia**, v.32, n. 2, p. 81-93, 2006. Disponível em:
<http://www.luizfernandodepaula.com.br/ups/bancos-e-credito-a-abordagem.pdf>. Acesso em: 10 jun. 2014.

RAJAN, R. G. Has Financial Development Made the World Riskier? **Proceedings, Federal Reserve Bank of Kansas City**, Aug, p. 313-369, 2005. Disponível em:
<http://www.nber.org/papers/w11728.pdf>. Acesso em: 16 jan. 2014.

REED, W. R.; YE, H. Wich panel data estimator should I use? **Applied Economics**, n. 43, n. 8, p. 985-1000, 2011. Disponível em: <http://www.tandfonline.com/loi/raec20>. Acesso em: 17 out. 2014.

SAUNDERS, A.; CORNETT, M. M. **Financial institutions management: A risk management approach**. 6th ed. Irwin/McGraw-Hill, 2008.

TABAK, B. M.; GOMES, G. M. R.; MEDEIROS JÚNIOR; M. S. The Impact of Market Power at Bank Level in Risk-taking: the Brazilian case. **Banco Central do Brasil, Working paper series**, n. 283, 2012. Disponível em:
<http://www.bcb.gov.br/pec/wps/ingl/wps283.pdf>. Acesso em: 22 nov. 2013.

TABAK, B. M.; LAIZ, M. T.; CAJUEIRO; D. O. Financial Stability and Monetary Policy The case of Brazil. **Revista Brasileira de Economia**, v.67, n. 4, 2013, p. 431-441. Disponível em: <http://dx.doi.org/10.1590/S0034-71402013000400003>. Acesso em: 28 ago. 2013.

TOBIN, J. Commercial banks as creators of ‘money’. In **Essays in economics macroeconomics**. Cambridge: MIT Press, 1964. Disponível em: <<https://korora.econ.yale.edu/P/cm/m21/m21-01.pdf>>. Acesso em: 7 jun. 2014.

_____; BRAINARD, W. C. Financial Intermediaries and the Effectiveness of Monetary Controls. **The American Economic Review**, v. 53, n. 2, p. 383-400, 1963. Disponível em: <<http://www.jstor.org/stable/1823880>>. Acesso em: 29 ago. 2014.

WOOLDRIDGE, J. M. **Introductory econometrics: A modern approach**. 2nd ed. Thomson Learning, 2003.

_____. **Econometric analysis of cross section and panel data** (e-book). 2nd ed. Cambridge: MIT Press, 2011.

ZIADEH-MIKATI, N. Too low for too long interest rates, bank risk taking and bank capitalization: Evidence from de U.S. commercial banks. Disponível em: <<http://afse2013.sciencesconf.org/conference/afse2013/pages/ZIADEH.pdf>>. Acesso em: 27 maio 2014.

APÊNDICE A – Taxa Selic anual, no período de 1994 a 2013

Taxa Selic (ao ano)	
dez/94	1153,63%
dez/95	53,09%
dez/96	27,41%
dez/97	24,79%
dez/98	28,79%
dez/99	25,59%
dez/00	17,43%
dez/01	17,32%
dez/02	19,17%
dez/03	23,35%
dez/04	16,25%
dez/05	19,05%
dez/06	15,08%
dez/07	11,88%
dez/08	12,48%
dez/09	9,93%
dez/10	9,78%
dez/11	11,62%
dez/12	8,49%
dez/13	8,22%

Fonte: Banco Central do Brasil (<http://www.bcb.gov.br/?SELICACUMUL>)

APÊNDICE B – Taxa Selic semestral, no período de 2003 a 2013

TJLP semestral (nominal)		TJLP semestral (real)	
jun/03	6,00%	jun/03	-0,60%
dez/03	5,50%	dez/03	2,95%
jun/04	4,88%	jun/04	1,33%
dez/04	4,88%	dez/04	0,86%
jun/05	4,88%	jun/05	1,66%
dez/05	4,88%	dez/05	2,36%
jun/06	4,08%	jun/06	2,50%
dez/06	3,43%	dez/06	1,82%
jun/07	3,25%	jun/07	1,15%
dez/07	3,13%	dez/07	0,78%
jun/08	3,13%	jun/08	-0,50%
dez/08	3,13%	dez/08	0,93%
jun/09	3,13%	jun/09	0,54%
dez/09	3,00%	dez/09	1,28%
jun/10	3,00%	jun/10	-0,08%
dez/10	3,00%	dez/10	0,26%
jun/11	3,00%	jun/11	-0,84%
dez/11	3,00%	dez/11	0,45%
jun/12	3,00%	jun/12	0,66%
dez/12	2,75%	dez/12	-0,67%
jun/13	2,50%	jun/13	-0,63%
dez/13	2,50%	dez/13	-0,17%

Fonte: Banco Central do Brasil (<http://www.bcb.gov.br/?SELICACUMUL>) e (<http://www.bcb.gov.br/?serietemp>)

APÊNDICE C – População e composição da amostra

AMOSTRA - CONSOLIDADO BANCÁRIO I

Nome	ATIVO TOTAL (R\$) dez/13
ABC-BRASIL	17.267.769.208,41
ALFA	13.839.988.277,23
BANCO BM&FBOVESPA	407.867.663,27
BANCO BRACCE S.A.	100.421.402,11
BANCO CR2	251.272.048,17
BANCO SEMEAR	378.532.857,93
BANESTES	14.007.244.258,04
BANIF	1.194.380.928,76
BANRISUL	53.114.591.651,55
BB	1.175.217.452.607,00
BBM	3.232.786.025,26
BCO A.J. RENNER S.A.	815.422.106,47
BCO ARBI S.A.	86.848.016,18
BCO CAPITAL S.A.	44.682.736,79
BCO CARGILL S.A.	1.824.154.191,89
BCO CEDULA S.A.	208.941.914,68
BCO CLASSICO S.A.	6.000.081.567,26
BCO COOPERATIVO SICREDI S.A.	23.812.777.631,84
BCO DA AMAZONIA S.A.	11.330.106.829,15
BCO DAYCOVAL S.A.	14.940.277.707,04
BCO DO EST. DE SE S.A.	3.378.124.677,92
BCO DO EST. DO PA S.A.	4.549.551.750,85
BCO DO NORDESTE DO BRASIL S.A.	33.817.502.521,19
BCO GUANABARA S.A.	1.067.918.519,50
BCO KEB DO BRASIL SA	359.474.699,60
BCO LA NACION ARGENTINA	85.545.573,03
BCO LA PROVINCIA B AIRES BCE	140.678.010,59
BCO LUSO BRASILEIRO S.A.	518.482.493,69
BCO MODAL S.A.	1.279.326.214,55
BCO POTTENCIAL S.A.	159.549.748,59
BCO RABOBANK INTL BRASIL S.A.	15.323.393.135,30
BCO REP ORIENTAL URUGUAY BCE	65.487.642,30
BCO RIBEIRAO PRETO S.A.	204.622.861,17
BCO SUMITOMO MITSUI BRASIL S.A.	3.699.396.137,68
BCO TOKYO-MITSUBISHI BM S.A.	6.705.972.379,17
BCO TRIANGULO S.A.	1.845.983.224,12
BIC	15.606.885.607,48
BMG	28.116.569.686,80
BONSUCESSO	2.914.499.658,32
BPN BRASIL BM S.A.	178.298.485,75
BRADESCO	776.724.293.761,88
BRB	11.071.653.739,16
BTG PACTUAL	115.901.631.226,54

CAIXA ECONOMICA FEDERAL	858.475.356.061,91
CITIBANK	54.297.354.830,14
CREDIT AGRICOLE	3.507.155.000,52
CREDIT SUISSE	32.393.809.415,96
DEUTSCHE	22.207.578.958,11
FATOR	1.425.067.426,52
HSBC	159.948.238.801,55
INDUSTRIAL DO BRASIL	2.198.515.937,16
INDUSVAL	4.950.398.771,77
ING	3.933.125.184,30
ITAU	1.027.324.007.515,54
J.MALUCELLI	4.393.659.863,64
JOHN DEERE	4.177.354.263,01
JP MORGAN CHASE	29.953.775.903,87
MÁXIMA	529.799.974,15
MERCANTIL DO BRASIL	13.510.309.399,10
MERRILL LYNCH	12.282.941.269,91
MORGAN STANLEY	10.173.325.256,30
NBC BANK BRASIL S.A. - BM	270.867.947,23
PANAMERICANO	21.725.860.256,74
PINE	10.558.749.068,58
RENDIMENTO	1.446.584.377,30
SAFRA	130.111.583.907,02
SANTANDER	495.443.913.276,66
SCOTIABANK BRASIL	770.336.399,22
SOCIETE GENERALE	12.639.667.778,82
SOCOPA	1.368.188.750,43
SOFISA	4.228.159.527,45
VOTORANTIM	106.975.087.801,69
VR	186.357.409,71
TOTAL	5.393.197.571.718,52

POPULAÇÃO - CONSOLIDADO BANCÁRIO I

Nome	dez/13 ATIVO TOTAL (R\$ mil)
TOTAL CONSOLIDADO BANCÁRIO I (96 INSTITUIÇÕES)	5.507.015.558
% AMOSTRA EM RELAÇÃO À POPULAÇÃO	97,93%

Nome	dez/13 ATIVO TOTAL (R\$ mil)
TOTAL SISTEMA FINANCEIRO NACIONAL (1.592 INSTIT.)	6.574.861.488
% AMOSTRA EM RELAÇÃO AO SFN (ATIVO TOTAL)	82,03%

Fonte: Banco Central do Brasil (<http://www4.bcb.gov.br/top50/port/top50.asp>)

APÊNDICE D – Resultados dos testes de robustez

Teste de normalidade

Teste de normalidade dos resíduos

Variável Taxa de Juros	Variável depend. ATR Estat. p-valor	Variável depend. NPL Estat. p-valor
SELIC	1.090,81 0,0000 ***	1.461,46 0,0000 ***
TJLP	1.089,84 0,0000 ***	1.462,41 0,0000 ***
TX_OPC	827,92 0,0000 ***	1.480,09 0,0000 ***
SELIC_R	1.093,75 0,0000 ***	1.462,74 0,0000 ***
TJLP_R	1.097,06 0,0000 ***	1.464,39 0,0000 ***
TX_OPC_R	834,63 0,0000 ***	1.479,39 0,0000 ***
SELIC(-1)	1.092,94 0,0000 ***	1.463,71 0,0000 ***
TJLP(-1)	1.090,46 0,0000 ***	1.464,33 0,0000 ***
TX_OPC(-1)	843,73 0,0000 ***	1.950,77 0,0000 ***
SELIC_R(-1)	1.092,42 0,0000 ***	1.497,82 0,0000 ***
TJLP_R(-1)	1.089,80 0,0000 ***	1.522,56 0,0000 ***
TX_OPC_R(-1)	850,18 0,0000 ***	1.975,56 0,0000 ***

Variável Taxa de Juros	Variável depend. Δ ATR Estat. p-valor	Variável depend. Δ NPL Estat. p-valor
Δ SELIC	998,25 0,0000 ***	8.844,97 0,0000 ***
Δ TJLP	997,52 0,0000 ***	8.850,72 0,0000 ***
Δ TX_OPC	780,33 0,0000 ***	9.917,14 0,0000 ***
Δ SELIC_R	1.000,87 0,0000 ***	8.854,04 0,0000 ***
Δ TJLP_R	1.001,94 0,0000 ***	8.903,00 0,0000 ***
Δ TX_OPC_R	784,04 0,0000 ***	9.887,42 0,0000 ***
Δ SELIC(-1)	1.007,94 0,0000 ***	8.947,73 0,0000 ***
Δ TJLP(-1)	1.006,43 0,0000 ***	8.816,38 0,0000 ***
Δ TX_OPC(-1)	767,92 0,0000 ***	10.201,30 0,0000 ***
Δ SELIC_R(-1)	998,45 0,0000 ***	8.968,11 0,0000 ***
Δ TJLP_R(-1)	993,82 0,0000 ***	8.902,59 0,0000 ***
Δ TX_OPC_R(-1)	773,09 0,0000 ***	10.126,70 0,0000 ***

Hipótese nula: os resíduos têm distribuição normal

*** Significância 1%

** Significância 5%

* Significância 10%

Fonte: *software econométrico*

Teste de heterocedasticidade

Teste de Wald independente da distribuição para heterocedasticidade

Variável Taxa de Juros	Variável depend. ATR Estat. p-valor	Variável depend. NPL Estat. p-valor
SELIC	22.348,0 0,0000 ***	505.290,0 0,0000 ***
TJLP	22.309,5 0,0000 ***	497.252,0 0,0000 ***
TX_OPC	15.044,2 0,0000 ***	398.142,0 0,0000 ***
SELIC_R	21.717,8 0,0000 ***	593.657,0 0,0000 ***
TJLP_R	21.163,2 0,0000 ***	703.401,0 0,0000 ***
TX_OPC_R	14.878,7 0,0000 ***	422.733,0 0,0000 ***
SELIC(-1)	22.033,4 0,0000 ***	563.291,0 0,0000 ***
TJLP(-1)	22.263,8 0,0000 ***	589.099,0 0,0000 ***
TX_OPC(-1)	14.583,9 0,0000 ***	403.288,0 0,0000 ***
SELIC_R(-1)	22.104,2 0,0000 ***	575.229,0 0,0000 ***
TJLP_R(-1)	22.086,4 0,0000 ***	448.730,0 0,0000 ***
TX_OPC_R(-1)	14.580,2 0,0000 ***	395.362,0 0,0000 ***

Variável Taxa de Juros	Variável depend. Δ ATR Estat. p-valor	Variável depend. Δ NPL Estat. p-valor
Δ SELIC	22.974,1 0,0000 ***	1.710.330,0 0,0000 ***
Δ TJLP	21.883,5 0,0000 ***	9.048.120,0 0,0000 ***
Δ TX_OPC	14.192,5 0,0000 ***	17.773.500,0 0,0000 ***
Δ SELIC_R	22.238,9 0,0000 ***	22.456.100,0 0,0000 ***
Δ TJLP_R	21.833,2 0,0000 ***	15.496.000,0 0,0000 ***
Δ TX_OPC_R	13.969,1 0,0000 ***	16.979.500,0 0,0000 ***
Δ SELIC(-1)	23.593,3 0,0000 ***	2.934.300,0 0,0000 ***
Δ TJLP(-1)	23.257,2 0,0000 ***	5.697.170,0 0,0000 ***
Δ TX_OPC(-1)	13.954,7 0,0000 ***	23.043.400,0 0,0000 ***
Δ SELIC_R(-1)	23.426,3 0,0000 ***	2.113.610,0 0,0000 ***
Δ TJLP_R(-1)	24.138,3 0,0000 ***	2.520.340,0 0,0000 ***
Δ TX_OPC_R(-1)	13.914,7 0,0000 ***	18.636.700,0 0,0000 ***

Hipótese nula: o erro tem distribuição normal

*** Significância 1%

** Significância 5%

* Significância 10%

Fonte: *software* econométrico

Teste de multicolinearidade

Fatores de Inflacionamento da Variância (VIF)

Variável Taxa de Juros	Variável depend. ATR VIF		Variável depend. NPL VIF	
SELIC	TAM	1,519	TAM	1,618
	CAP	1,707	CAP	1,795
	RENT	1,080	RENT	2,163
	EF	1,093	EF	2,094
	PIB	1,031	PIB	1,031
	SELIC	1,064	SELIC	1,058
	ATR(-1)	1,124	NPL(-1)	1,129
TJLP	TAM	1,521	TAM	1,620
	CAP	1,707	CAP	1,796
	RENT	1,070	RENT	2,145
	EF	1,092	EF	2,090
	PIB	1,013	PIB	1,015
	TJLP	1,045	TJLP	1,039
	ATR(-1)	1,125	NPL(-1)	1,130
TX_OPC	TAM	1,577	TAM	1,620
	CAP	1,716	CAP	1,788
	RENT	1,118	RENT	2,249
	EF	1,088	EF	2,102
	PIB	1,010	PIB	1,012
	TX_OPC	1,096	TX_OPC	1,119
	ATR(-1)	1,100	NPL(-1)	1,149
SELIC_R	TAM	1,515	TAM	1,615
	CAP	1,707	CAP	1,795
	RENT	1,086	RENT	2,179
	EF	1,092	EF	2,098
	PIB	1,034	PIB	1,035
	SELIC_R	1,068	SELIC_R	1,068
	ATR(-1)	1,123	NPL(-1)	1,129
TJLP_R	TAM	1,513	TAM	1,612
	CAP	1,707	CAP	1,795
	RENT	1,081	RENT	2,173
	EF	1,092	EF	2,098
	PIB	1,010	PIB	1,011
	TJLP_R	1,042	TJLP_R	1,044
	ATR(-1)	1,123	NPL(-1)	1,131
TX_OPC_R	TAM	1,571	TAM	1,613
	CAP	1,718	CAP	1,786
	RENT	1,094	RENT	2,201
	EF	1,088	EF	2,095
	PIB	1,011	PIB	1,012
	TX_OPC_R	1,076	TX_OPC_R	1,079
	ATR(-1)	1,110	NPL(-1)	1,139

SELIC(-1)	TAM	1,519	TAM	1,619
	CAP	1,707	CAP	1,796
	RENT	1,077	RENT	2,153
	EF	1,092	EF	2,089
	PIB	1,018	PIB	1,020
	SELIC(-1)	1,055	SELIC(-1)	1,048
	ATR(-1)	1,124	NPL(-1)	1,129
TJLP(-1)	TAM	1,522	TAM	1,621
	CAP	1,707	CAP	1,796
	RENT	1,071	RENT	2,143
	EF	1,092	EF	2,088
	PIB	1,026	PIB	1,028
	TJLP(-1)	1,062	TJLP(-1)	1,054
	ATR(-1)	1,125	NPL(-1)	1,130
TX_OPC(-1)	TAM	1,580	TAM	1,616
	CAP	1,732	CAP	1,794
	RENT	1,101	RENT	2,214
	EF	1,089	EF	2,097
	PIB	1,011	PIB	1,013
	TX_OPC(-1)	1,075	TX_OPC(-1)	1,104
	ATR(-1)	1,103	NPL(-1)	1,162
SELIC_R(-1)	TAM	1,513	TAM	1,614
	CAP	1,707	CAP	1,795
	RENT	1,085	RENT	2,165
	EF	1,092	EF	2,089
	PIB	1,080	PIB	1,084
	SELIC_R(-1)	1,123	SELIC_R(-1)	1,121
	ATR(-1)	1,122	NPL(-1)	1,127
TJLP_R(-1)	TAM	1,505	TAM	1,606
	CAP	1,707	CAP	1,795
	RENT	1,077	RENT	2,151
	EF	1,091	EF	2,085
	PIB	1,203	PIB	1,209
	TJLP_R(-1)	1,231	TJLP_R(-1)	1,234
	ATR(-1)	1,121	NPL(-1)	1,126
TX_OPC_R(-1)	TAM	1,573	TAM	1,606
	CAP	1,731	CAP	1,789
	RENT	1,082	RENT	2,174
	EF	1,089	EF	2,091
	PIB	1,012	PIB	1,013
	TX_OPC_R(-1)	1,057	TX_OPC_R(-1)	1,067
	ATR(-1)	1,110	NPL(-1)	1,152

Variável Taxa de Juros	Variável depend. Δ ATR VIF		Variável depend. Δ NPL VIF	
Δ SELIC	Δ TAM_R	1,320	Δ TAM_R	1,237
	Δ CAP	1,329	Δ CAP	1,270
	Δ RENT_D	1,081	Δ RENT_D	1,854
	Δ EF	1,014	Δ EF	1,745
	Δ PIB	1,937	Δ PIB	1,946
	Δ SELIC	1,921	Δ SELIC	1,930
	Δ ATR(-1)	1,027	Δ NPL(-1)	1,015
Δ TJLP	Δ TAM_R	1,319	Δ TAM_R	1,233
	Δ CAP	1,329	Δ CAP	1,270
	Δ RENT_D	1,081	Δ RENT_D	1,854
	Δ EF	1,014	Δ EF	1,745
	Δ PIB	1,169	Δ PIB	1,166
	Δ TJLP	1,155	Δ TJLP	1,155
	Δ ATR(-1)	1,028	Δ NPL(-1)	1,015
Δ TX_OPC	Δ TAM_R	1,214	Δ TAM_R	1,231
	Δ CAP	1,264	Δ CAP	1,269
	Δ RENT_D	1,104	Δ RENT_D	1,870
	Δ EF	1,015	Δ EF	1,742
	Δ PIB	1,023	Δ PIB	1,019
	Δ TX_OPC	1,019	Δ TX_OPC	1,036
	Δ ATR(-1)	1,024	Δ NPL(-1)	1,030
Δ SELIC_R	Δ TAM_R	1,319	Δ TAM_R	1,238
	Δ CAP	1,330	Δ CAP	1,270
	Δ RENT_D	1,081	Δ RENT_D	1,857
	Δ EF	1,014	Δ EF	1,748
	Δ PIB	1,460	Δ PIB	1,475
	Δ SELIC_R	1,446	Δ SELIC_R	1,466
	Δ ATR(-1)	1,027	Δ NPL(-1)	1,016
Δ TJLP_R	Δ TAM_R	1,316	Δ TAM_R	1,236
	Δ CAP	1,329	Δ CAP	1,270
	Δ RENT_D	1,081	Δ RENT_D	1,858
	Δ EF	1,014	Δ EF	1,748
	Δ PIB	1,099	Δ PIB	1,104
	Δ TX_OPC_R	1,087	Δ TJLP_R	1,099
	Δ ATR(-1)	1,028	Δ NPL(-1)	1,017
Δ TX_OPC_R	Δ TAM_R	1,213	Δ TAM_R	1,230
	Δ CAP	1,263	Δ CAP	1,269
	Δ RENT_D	1,103	Δ RENT_D	1,869
	Δ EF	1,015	Δ EF	1,742
	Δ PIB	1,022	Δ PIB	1,018
	Δ TX_OPC_R	1,014	Δ TX_OPC_R	1,029
	Δ ATR(-1)	1,024	Δ NPL(-1)	1,028
Δ SELIC(-1)	Δ TAM_R	1,325	Δ TAM_R	1,243
	Δ CAP	1,330	Δ CAP	1,273
	Δ RENT_D	1,081	Δ RENT_D	1,856
	Δ EF	1,014	Δ EF	1,744
	Δ PIB	1,026	Δ PIB	1,026
	Δ SELIC(-1)	1,020	Δ SELIC(-1)	1,022
	Δ ATR(-1)	1,027	Δ NPL(-1)	1,014

Δ TJLP(-1)	Δ TAM_R	1,329	Δ TAM_R	1,248
	Δ CAP	1,333	Δ CAP	1,277
	Δ RENT_D	1,082	Δ RENT_D	1,857
	Δ EF	1,014	Δ EF	1,744
	Δ PIB	1,021	Δ PIB	1,022
	Δ TJLP(-1)	1,018	Δ TJLP(-1)	1,022
	Δ ATR(-1)	1,027	Δ NPL(-1)	1,014
Δ TX_OPC(-1)	Δ TAM_R	1,212	Δ TAM_R	1,224
	Δ CAP	1,267	Δ CAP	1,272
	Δ RENT_D	1,110	Δ RENT_D	1,877
	Δ EF	1,015	Δ EF	1,744
	Δ PIB	1,021	Δ PIB	1,017
	Δ TX_OPC(-1)	1,026	Δ TX_OPC(-1)	1,026
	Δ ATR(-1)	1,025	Δ NPL(-1)	1,019
Δ SELIC_R(-1)	Δ TAM_R	1,316	Δ TAM_R	1,234
	Δ CAP	1,330	Δ CAP	1,272
	Δ RENT_D	1,081	Δ RENT_D	1,856
	Δ EF	1,014	Δ EF	1,748
	Δ PIB	1,071	Δ PIB	1,072
	Δ SELIC_R(-1)	1,062	Δ SELIC_R(-1)	1,067
	Δ ATR(-1)	1,027	Δ NPL(-1)	1,016
Δ TJLP_R(-1)	Δ TAM_R	1,313	Δ TAM_R	1,230
	Δ CAP	1,331	Δ CAP	1,271
	Δ RENT_D	1,081	Δ RENT_D	1,855
	Δ EF	1,015	Δ EF	1,748
	Δ PIB	1,168	Δ PIB	1,171
	Δ TJLP_R(-1)	1,157	Δ TJLP_R(-1)	1,163
	Δ ATR(-1)	1,027	Δ NPL(-1)	1,016
Δ TX_OPC_R(-1)	Δ TAM_R	1,213	Δ TAM_R	1,225
	Δ CAP	1,265	Δ CAP	1,269
	Δ RENT_D	1,101	Δ RENT_D	1,862
	Δ EF	1,015	Δ EF	1,742
	Δ PIB	1,020	Δ PIB	1,016
	Δ TX_OPC_R(-1)	1,011	Δ TX_OPC_R(-1)	1,011
	Δ ATR(-1)	1,025	Δ NPL(-1)	1,019

Valores > 10,0 podem indicar um problema de colinearidade

Fonte: *software* econométrico

Teste de autocorrelação

Teste de Breusch-Godfrey (*Serial Correlation LM Test*)

Variável Taxa de Juros	Variável depend. ATR Estat. F p-valor	Variável depend. NPL Estat. F p-valor
SELIC	12,27164 0,0005 ***	42,53561 0,0000 ***
TJLP	12,23817 0,0005 ***	41,79839 0,0000 ***
TX_OPC	13,34829 0,0003 ***	35,71377 0,0000 ***
SELIC_R	13,34424 0,0003 ***	43,92559 0,0000 ***
TJLP_R	13,34295 0,0003 ***	43,95061 0,0000 ***
TX_OPC_R	13,32662 0,0003 ***	37,22621 0,0000 ***
SELIC(-1)	13,44470 0,0003 ***	44,37107 0,0000 ***
TJLP(-1)	13,42829 0,0003 ***	43,94409 0,0000 ***
TX_OPC(-1)	14,68055 0,0001 ***	24,95812 0,0000 ***
SELIC_R(-1)	13,60058 0,0002 ***	43,12825 0,0000 ***
TJLP_R(-1)	14,00714 0,0002 ***	41,88769 0,0000 ***
TX_OPC_R(-1)	14,55307 0,0001 ***	25,84385 0,0000 ***

Variável Taxa de Juros	Variável depend. Δ ATR Estat. F p-valor	Variável depend. Δ NPL Estat. F p-valor
Δ SELIC	1,46216 0,2268	3,86100 0,0496 **
Δ TJLP	1,51344 0,2188	3,70343 0,0545 *
Δ TX_OPC	0,87185 0,3506	0,05945 0,8074
Δ SELIC_R	1,13356 0,2872	4,62465 0,0317 **
Δ TJLP_R	1,19628 0,2742	4,23046 0,0399 **
Δ TX_OPC_R	0,87802 0,3489	0,00319 0,9550
Δ SELIC(-1)	1,04098 0,3077	5,05233 0,0247 **
Δ TJLP(-1)	1,08531 0,2977	4,21961 0,0401 **
Δ TX_OPC(-1)	3,49460 0,0618 *	7,48390 0,0063 ***
Δ SELIC_R(-1)	1,65618 0,1983	6,23916 0,0126 **
Δ TJLP_R(-1)	1,14719 0,2843	5,64757 0,0176 **
Δ TX_OPC_R(-1)	3,83619 0,0503 *	7,98501 0,0048 ***

Hipótese nula: os erros são não correlacionados até a ordem (1)

*** Significância 1%

** Significância 5%

* Significância 10%

Fonte: *software econométrico*

Teste de raiz unitária

Null Hypothesis: Unit root (individual unit root process)

Series: ATR

Automatic lag length selection based on SIC: 0 to 4

Total number of observations: 1458

Cross-sections included: 71 (2 dropped)

Method	Statistic	Prob.**
ADF - Fisher Chi-square	258.507	0.0000
ADF - Choi Z-stat	-490.506	0.0000

** Probabilities for Fisher tests are computed using an asymptotic Chi-square distribution. All other tests assume asymptotic normality.

Null Hypothesis: Unit root (individual unit root process)

Series: NPL

Automatic lag length selection based on SIC: 0 to 4

Total number of observations: 1310

Cross-sections included: 65 (8 dropped)

Method	Statistic	Prob.**
ADF - Fisher Chi-square	262.013	0.0000
ADF - Choi Z-stat	-593.521	0.0000

** Probabilities for Fisher tests are computed using an asymptotic Chi-square distribution. All other tests assume asymptotic normality.

Null Hypothesis: Unit root (individual unit root process)

Series: TAM

Automatic lag length selection based on SIC: 0 to 4

Total number of observations: 1484

Cross-sections included: 73

Method	Statistic	Prob.**
ADF - Fisher Chi-square	152.908	0.3311
ADF - Choi Z-stat	117.514	0.8800

** Probabilities for Fisher tests are computed using an asymptotic Chi-square distribution. All other tests assume asymptotic normality.

Null Hypothesis: Unit root (individual unit root process)

Series: D(TAM)

Automatic lag length selection based on SIC: 0 to 4

Total number of observations: 1433

Cross-sections included: 73

Method	Statistic	Prob.**
ADF - Fisher Chi-square	963.070	0.0000
ADF - Choi Z-stat	-224.435	0.0000

** Probabilities for Fisher tests are computed using an asymptotic Chi-square distribution. All other tests assume asymptotic normality.

Null Hypothesis: Unit root (individual unit root process)

Series: CAP

Automatic lag length selection based on SIC: 0 to 4

Total number of observations: 1474

Cross-sections included: 73

Method	Statistic	Prob.**
ADF - Fisher Chi-square	344.193	0.0000
ADF - Choi Z-stat	-754.363	0.0000

** Probabilities for Fisher tests are computed using an asymptotic Chi-square distribution. All other tests assume asymptotic normality.

Null Hypothesis: Unit root (individual unit root process)

Series: RENT

Automatic lag length selection based on SIC: 0 to 3

Total number of observations: 1516

Cross-sections included: 73

Method	Statistic	Prob.**
ADF - Fisher Chi-square	510.459	0.0000
ADF - Choi Z-stat	-134.499	0.0000

** Probabilities for Fisher tests are computed using an asymptotic Chi-square distribution. All other tests assume asymptotic normality.

Null Hypothesis: Unit root (individual unit root process)

Series: EF

Automatic lag length selection based on SIC: 0 to 3

Total number of observations: 1509

Cross-sections included: 73

Method	Statistic	Prob.**
ADF - Fisher Chi-square	605.084	0.0000
ADF - Choi Z-stat	-162.013	0.0000

** Probabilities for Fisher tests are computed using an asymptotic Chi-square distribution. All other tests assume asymptotic normality.

Null Hypothesis: Unit root (individual unit root process)

Series: PIB

Automatic lag length selection based on SIC: 1

Total (balanced) observations: 1460

Cross-sections included: 73

Method	Statistic	Prob.**
ADF - Fisher Chi-square	955.425	0.0000
ADF - Choi Z-stat	-254.657	0.0000

** Probabilities for Fisher tests are computed using an asymptotic Chi-square distribution. All other tests assume asymptotic normality.

Null Hypothesis: Unit root (individual unit root process)

Series: SELIC

Automatic lag length selection based on SIC: 3

Total (balanced) observations: 1314

Cross-sections included: 73

Method	Statistic	Prob.**
ADF - Fisher Chi-square	190.477	0.0079
ADF - Choi Z-stat	-520.306	0.0000

** Probabilities for Fisher tests are computed using an asymptotic Chi-square distribution. All other tests assume asymptotic normality.

Null Hypothesis: Unit root (individual unit root process)

Series: SELIC_R

Automatic lag length selection based on SIC: 0

Total (balanced) observations: 1533

Cross-sections included: 73

Method	Statistic	Prob.**
ADF - Fisher Chi-square	168.743	0.0958
ADF - Choi Z-stat	-412.036	0.0000

** Probabilities for Fisher tests are computed using an asymptotic Chi-square distribution. All other tests assume asymptotic normality.

Null Hypothesis: Unit root (individual unit root process)

Series: TJLP

Automatic lag length selection based on SIC: 1

Total (balanced) observations: 1460

Cross-sections included: 73

Method	Statistic	Prob.**
ADF - Fisher Chi-square	158.651	0.2240
ADF - Choi Z-stat	-358.610	0.0002

** Probabilities for Fisher tests are computed using an asymptotic Chi-square distribution. All other tests assume asymptotic normality.

Null Hypothesis: Unit root (individual unit root process)

Series: D(TJLP)

Automatic lag length selection based on SIC: 0

Total (balanced) observations: 1460

Cross-sections included: 73

Method	Statistic	Prob.**
ADF - Fisher Chi-square	406.929	0.0000
ADF - Choi Z-stat	-131.708	0.0000

** Probabilities for Fisher tests are computed using an asymptotic Chi-square distribution. All other tests assume asymptotic normality.

Null Hypothesis: Unit root (individual unit root process)

Series: TJLP_R

Automatic lag length selection based on SIC: 0

Total (balanced) observations: 1533

Cross-sections included: 73

Method	Statistic	Prob.**
ADF - Fisher Chi-square	430.213	0.0000
ADF - Choi Z-stat	-138.494	0.0000

** Probabilities for Fisher tests are computed using an asymptotic Chi-square distribution. All other tests assume asymptotic normality.

Null Hypothesis: Unit root (individual unit root process)

Series: TX_OPC

Automatic lag length selection based on SIC: 0 to 3

Total number of observations: 1400

Cross-sections included: 71 (2 dropped)

Method	Statistic	Prob.**
ADF - Fisher Chi-square	484.831	0.0000
ADF - Choi Z-stat	-934.032	0.0000

** Probabilities for Fisher tests are computed using an asymptotic Chi-square distribution. All other tests assume asymptotic normality.

Null Hypothesis: Unit root (individual unit root process)

Series: TX_OPC_R

Automatic lag length selection based on SIC: 0 to 4

Total number of observations: 1409

Cross-sections included: 71 (2 dropped)

Method	Statistic	Prob.**
ADF - Fisher Chi-square	485.356	0.0000
ADF - Choi Z-stat	-103.418	0.0000

** Probabilities for Fisher tests are computed using an asymptotic Chi-square distribution. All other tests assume asymptotic normality.

Fonte: *software* econométrico

APÊNDICE E – Teste de Chow

Variável Taxa de Juros	Variável depend. ATR Estat. F p-valor	Variável depend. NPL Estat. F p-valor
SELIC	2,04254 0,0385 **	1,93710 0,0511 *
TJLP	2,09985 0,0329 **	2,19963 0,0251 **
TX_OPC	2,27020 0,0206 **	1,59877 0,1204
SELIC_R	2,24277 0,0222 **	1,94544 0,0499 **
TJLP_R	2,24094 0,0223 **	2,02946 0,0399 **
TX_OPC_R	2,61060 0,0078 ***	1,50872 0,1493
SELIC(-1)	2,76298 0,0049 ***	2,52911 0,0098 ***
TJLP(-1)	2,35532 0,0162 **	2,63827 0,0072 ***
TX_OPC(-1)	1,91255 0,0545 *	1,60637 0,1182
SELIC_R(-1)	2,48074 0,0113 **	2,39306 0,0146 **
TJLP_R(-1)	2,02626 0,0402 **	1,94979 0,0494 **
TX_OPC_R(-1)	1,93196 0,0517 *	1,93065 0,0519 *

Variável Taxa de Juros	Variável depend. Δ ATR Estat. F p-valor	Variável depend. Δ NPL Estat. F p-valor
Δ SELIC	4,02673 0,0001 ***	8,80659 0,0000 ***
Δ TJLP	3,89529 0,0001 ***	8,81553 0,0000 ***
Δ TX_OPC	3,77151 0,0002 ***	9,63543 0,0000 ***
Δ SELIC_R	3,76384 0,0002 ***	8,62266 0,0000 ***
Δ TJLP_R	3,63486 0,0003 ***	8,50561 0,0000 ***
Δ TX_OPC_R	3,93579 0,0001 ***	9,55790 0,0000 ***
Δ SELIC(-1)	4,13071 0,0001 ***	8,64088 0,0000 ***
Δ TJLP(-1)	4,66623 0,0000 ***	8,88377 0,0000 ***
Δ TX_OPC(-1)	3,13094 0,0016 ***	8,19291 0,0000 ***
Δ SELIC_R(-1)	4,21875 0,0001 ***	8,42642 0,0000 ***
Δ TJLP_R(-1)	3,96789 0,0001 ***	8,55248 0,0000 ***
Δ TX_OPC_R(-1)	3,03996 0,0022 ***	8,36405 0,0000 ***

Hipótese nula: não há quebra estrutural

*** Significância 1%

** Significância 5%

* Significância 10%

Fonte: *software* econométrico

APÊNDICE F – Teste de Hausman

Variável Taxa de Juros	Variável depend. ATR Estat. H p-valor	Variável depend. NPL Estat. H p-valor	Variável Taxa de Juros	Variável depend. Δ ATR Estat. H p-valor	Variável depend. Δ NPL Estat. H p-valor
SELIC	209,738 0,0000 ***	123,654 0,0000 ***	Δ SELIC	29,040 0,0001 ***	23,110 0,0016 ***
TJLP	209,646 0,0000 ***	125,884 0,0000 ***	Δ TJLP	29,096 0,0001 ***	22,861 0,0018 ***
TX_OPC	203,269 0,0000 ***	104,802 0,0000 ***	Δ TX_OPC	41,232 0,0000 ***	30,980 0,0001 ***
SELIC_R	212,009 0,0000 ***	123,655 0,0000 ***	Δ SELIC_R	29,142 0,0001 ***	23,231 0,0016 ***
TJLP_R	213,409 0,0000 ***	124,902 0,0000 ***	Δ TJLP_R	29,150 0,0001 ***	23,350 0,0015 ***
TX_OPC_R	204,593 0,0000 ***	109,710 0,0000 ***	Δ TX_OPC_R	41,606 0,0000 ***	27,155 0,0003 ***
SELIC(-1)	211,318 0,0000 ***	130,612 0,0000 ***	Δ SELIC(-1)	28,976 0,0001 ***	22,921 0,0018 ***
TJLP(-1)	209,880 0,0000 ***	129,305 0,0000 ***	Δ TJLP(-1)	28,921 0,0001 ***	22,987 0,0017 ***
TX_OPC(-1)	192,490 0,0000 ***	114,760 0,0000 ***	Δ TX_OPC(-1)	37,141 0,0000 ***	26,923 0,0003 ***
SELIC_R(-1)	209,414 0,0000 ***	130,242 0,0000 ***	Δ SELIC_R(-1)	28,815 0,0002 ***	22,773 0,0019 ***
TJLP_R(-1)	207,628 0,0000 ***	123,396 0,0000 ***	Δ TJLP_R(-1)	28,848 0,0002 ***	22,663 0,0020 ***
TX_OPC_R(-1)	192,371 0,0000 ***	119,379 0,0000 ***	Δ TX_OPC_R(-1)	37,266 0,0000 ***	24,132 0,0011 ***

Um p-valor baixo contraria a hipótese nula de que o modelo de efeitos aleatórios é consistente, validando a hipótese alternativa da existência do modelo de efeitos fixos.

*** Significância 1%

** Significância 5%

* Significância 10%

Fonte: *software* econométrico

APÊNDICE G – Resultados do teste de endogeneidade de Durbin-Wu-Hausman

Variável dependente ATR - Ativo de Risco

Variável depend. ATR	TAM	CAP	RENT	EF	TX_OPC
	Estat. p-valor	Estat. p-valor	Estat. p-valor	Estat. p-valor	Estat. p-valor
SELIC	7,1502 0,0075 ***	40,5367 0,0000 ***	0,2732 0,6012	2,0250 0,1547	
TJLP	7,1692 0,0074 ***	40,6683 0,0000 ***	0,2781 0,5979	1,9601 0,1615	
TX_OPC	1,6211 0,2029	18,7377 0,0000 ***	0,0869 0,7681	2,2316 0,1352	0,1901 0,6628
SELIC_R	9,0697 0,0026 ***	40,6075 0,0000 ***	0,2195 0,6394	1,8796 0,1704	
TJLP_R	8,6988 0,0032 ***	40,7520 0,0000 ***	0,2493 0,6176	1,7285 0,1886	
TX_OPC_R	1,7166 0,1901	18,1366 0,0000 ***	0,0497 0,8236	2,2518 0,1335	0,5736 0,4489
SELIC (-1)	8,7647 0,0031 ***	40,6402 0,0000 ***	0,2588 0,6109	1,7378 0,1874	
TJLP (-1)	8,4236 0,0037 ***	40,6066 0,0000 ***	0,2918 0,5890	1,7498 0,1859	
TX_OPC (-1)	15,6418 0,0001 ***	35,5858 0,0000 ***	0,8152 0,3666	1,6953 0,1929	0,0098 0,9212
SELIC_R (-1)	8,7751 0,0031 ***	40,5715 0,0000 ***	0,2652 0,6065	1,7398 0,1872	
TJLP_R (-1)	8,6363 0,0033 ***	40,4517 0,0000 ***	0,2900 0,5902	1,7691 0,1835	
TX_OPC_R (-1)	16,2953 0,0001 ***	35,6556 0,0000 ***	1,0772 0,2993	1,6512 0,1988	0,0160 0,8993

Hipótese nula: o regressor é exógeno

*** Significância 1%

** Significância 5%

* Significância 10%

Fonte: *software econométrico*

Variável depend. ATR	TAM	CAP	RENT	EF	TX_OPC
	Estat. F	Estat. F	Estat. F	Estat. F	Estat. F
SELIC	13.206,5500	1.169,9940	158,9697	8,4091	
TJLP	13.201,9100	1.169,5290	159,6050	8,5317	
TX_OPC	14.978,3600	1.193,6070	234,3212	8,9063	988,9514
SELIC_R	12.781,6100	1.170,2380	153,8846	8,3230	
TJLP_R	12.962,6500	1.170,0270	152,5628	8,4966	
TX_OPC_R	15.084,2300	1.196,2540	249,5341	8,9254	2.060,8710
SELIC (-1)	12.819,0700	1.170,1090	151,8734	8,5211	
TJLP (-1)	12.829,4900	1.170,1490	152,7577	8,6119	
TX_OPC (-1)	11.611,4300	1.038,8880	236,9418	8,9282	990,1948
SELIC_R (-1)	12.862,6800	1.170,3730	148,6035	8,6017	
TJLP_R (-1)	12.931,7800	1.170,8960	150,0015	8,7104	
TX_OPC_R (-1)	11.692,9600	1.042,4370	255,9414	8,9821	2.079,5900

Diagnóstico de instrumento fraco: Estatística F Cragg-Donald

Fonte: *software* econométrico

Variável depend. Δ ATR	Δ TAM	Δ CAP	Δ RENT	Δ EF	TX_OPC
	Estat. p-valor	Estat. p-valor	Estat. p-valor	Estat. p-valor	Estat. p-valor
Δ SELIC	2,1630 0,1414	0,6361 0,4251	1,0635 0,3024	0,3539 0,5519	
Δ TJLP	2,1440 0,1431	0,6296 0,4275	1,1758 0,2782	0,2946 0,5873	
Δ TX_OPC	1,1284 0,2881	0,9370 0,3331	8,6072 0,0033 ***	0,0478 0,8270	0,0460 0,8302
Δ SELIC_R	0,5112 0,4746	0,8606 0,3536	1,3311 0,2486	0,2092 0,6474	
Δ TJLP_R	1,1254 0,2888	0,9971 0,3180	1,3398 0,2471	0,1473 0,7012	
Δ TX_OPC_R	1,1858 0,2762	0,9503 0,3296	8,5510 0,0035 ***	0,0498 0,8234	0,0724 0,7879
Δ SELIC (-1)	0,8644 0,3525	0,9761 0,3232	1,5257 0,2168	0,1659 0,6837	
Δ TJLP (-1)	1,3165 0,2512	0,9996 0,3174	1,4238 0,2328	0,1491 0,6994	
Δ TX_OPC (-1)	0,9155 0,3387	2,0496 0,1522	4,4275 0,0354 **	0,0589 0,8082	0,4073 0,5233
Δ SELIC_R (-1)	1,6097 0,2045	0,9611 0,3269	1,3331 0,2483	0,1650 0,6846	
Δ TJLP_R (-1)	1,8510 0,1737	1,0148 0,3138	1,2266 0,2681	0,1604 0,6888	
Δ TX_OPC_R (-1)	1,0668 0,3017	2,1417 0,1433	4,3112 0,0379 **	0,0652 0,7984	0,2675 0,6050

Hipótese nula: o regressor é exógeno

*** Significância 1%

** Significância 5%

* Significância 10%

Fonte: *software* econométrico

Variável depend. Δ ATR	Δ TAM	Δ CAP	Δ RENT	Δ EF	TX_OPC
	Estat. F	Estat. F	Estat. F	Estat. F	Estat. F
Δ SELIC	1,7196	274,0161	199,5166	533,5365	
Δ TJLP	1,7437	272,4344	199,9708	532,4246	
Δ TX_OPC	1,4993	250,9219	281,4723	550,4115	135,5356
Δ SELIC_R	7,9806	279,3225	200,7125	532,8771	
Δ TJLP_R	1,9576	278,7702	201,7905	531,9793	
Δ TX_OPC_R	1,5111	250,5260	282,9519	551,6646	2,0806
Δ SELIC (-1)	5,7908	279,2731	204,2460	532,3977	
Δ TJLP (-1)	3,4433	279,2017	204,6187	532,2317	
Δ TX_OPC (-1)	0,7799	251,0577	258,3920	585,8773	131,6788
Δ SELIC_R (-1)	4,5783	278,5306	202,2072	531,4062	
Δ TJLP_R (-1)	2,4471	278,1781	200,7231	531,8246	
Δ TX_OPC_R (-1)	0,7875	253,4763	262,9816	586,9902	1,3865

Diagnóstico de instrumento fraco: Estatística F Cragg-Donald

Fonte: *software* econométrico

Variável dependente NPL - *Non Performing Loans* (Créditos inadimplentes)

Variável depend. NPL	TAM	CAP	RENT	EF	TX_OPC
	Estat. p-valor	Estat. p-valor	Estat. p-valor	Estat. p-valor	Estat. p-valor
SELIC	1,1157 0,2909	0,6181 0,4317	0,0008 0,9773	6,4310 0,0112 **	
TJLP	1,2082 0,2717	0,6364 0,4250	0,0001 0,9916	6,6331 0,0100 ***	
TX_OPC	0,5632 0,4530	0,2787 0,5976	0,4910 0,4835	4,7263 0,0297 **	1,0183 0,3129
SELIC_R	0,6825 0,4087	0,6723 0,4122	0,0064 0,9362	6,1295 0,0133 **	
TJLP_R	0,5824 0,4454	0,7051 0,4011	0,0064 0,9362	6,0231 0,0141 **	
TX_OPC_R	0,4068 0,5236	0,4848 0,4862	0,2133 0,6442	5,1036 0,0239 **	0,6983 0,4034
SELIC (-1)	0,5008 0,4791	0,7773 0,3780	0,0128 0,9099	6,1372 0,0132 **	
TJLP (-1)	0,5436 0,4609	0,7546 0,3850	0,0080 0,9286	6,0727 0,0137 **	
TX_OPC (-1)	0,2975 0,5855	0,5028 0,4783	0,0149 0,9030	6,6038 0,0102 **	0,5594 0,4545
SELIC_R (-1)	0,4028 0,5256	0,8519 0,3560	0,0388 0,8439	6,1799 0,0129 **	
TJLP_R (-1)	0,4173 0,5183	0,8551 0,3551	0,0422 0,8372	6,0757 0,0137 **	
TX_OPC_R (-1)	0,4481 0,5033	0,4480 0,5033	0,0106 0,9181	7,2217 0,0072 ***	0,0017 0,9673

Hipótese nula: o regressor é exógeno

*** Significância 1%

** Significância 5%

* Significância 10%

Fonte: *software* econométrico

Variável depend. NPL	TAM	CAP	RENT	EF	TX_OPC
	Estat. F	Estat. F	Estat. F	Estat. F	Estat. F
SELIC	13.989,5700	2.904,6870	130,1004	38,0518	
TJLP	13.991,1600	2.902,1610	131,5752	38,0715	
TX_OPC	13.679,1000	3.102,3160	91,2080	41,9184	946,7157
SELIC_R	13.700,3600	2.904,9920	124,8905	38,2383	
TJLP_R	13.795,9200	2.905,3950	123,9601	38,7748	
TX_OPC_R	13.821,1400	3.125,7250	103,1732	41,1682	2.048,3560
SELIC (-1)	13.706,6900	2.908,7930	125,1964	38,8284	
TJLP (-1)	13.704,9400	2.909,7270	126,7489	38,9703	
TX_OPC (-1)	13.216,6200	3.048,2620	83,5197	43,2780	953,4121
SELIC_R (-1)	13.754,4000	2.909,6610	121,4993	38,9448	
TJLP_R (-1)	13.828,5400	2.909,5210	122,8041	39,3006	
TX_OPC_R (-1)	13.404,2900	3.068,5160	98,7400	41,4909	2.064,6880

Diagnóstico de instrumento fraco: Estatística F Cragg-Donald

Fonte: *software* econométrico

Variável depend. Δ NPL	Δ TAM	Δ CAP	Δ RENT	Δ EF	TX_OPC
	Estat. p-valor	Estat. p-valor	Estat. p-valor	Estat. p-valor	Estat. p-valor
Δ SELIC	3,1115 0,0777 *	2,8574 0,0910 *	25,2163 0,0000 ***	6,1118 0,0134 **	
Δ TJLP	3,0809 0,0792 *	2,8604 0,0908 *	25,3194 0,0000 ***	5,6771 0,0172 **	
Δ TX_OPC	2,5244 0,1121	1,6065 0,2050	26,7048 0,0000 ***	7,4237 0,0064 ***	0,7630 0,3824
Δ SELIC_R	3,6342 0,0566 *	2,9669 0,0850 *	25,2188 0,0000 ***	6,8161 0,0090 ***	
Δ TJLP_R	3,3062 0,0690 *	2,9218 0,0874 *	25,0710 0,0000 ***	6,8528 0,0089 ***	
Δ TX_OPC_R	2,5454 0,1106	1,7324 0,1881	26,0442 0,0000 ***	7,2543 0,0071 ***	2,1524 0,1423
Δ SELIC (-1)	4,3289 0,0375 **	3,1241 0,0771 *	25,7402 0,0000 ***	6,9626 0,0083 ***	
Δ TJLP (-1)	3,3900 0,0656 *	2,9199 0,0875 *	25,1288 0,0000 ***	6,8513 0,0089 ***	
Δ TX_OPC (-1)	3,0620 0,0801 *	1,6003 0,2059	25,4545 0,0000 ***	6,8047 0,0091 ***	0,0339 0,8539
Δ SELIC_R (-1)	4,4542 0,0348 **	3,2950 0,0695 *	26,2273 0,0000 ***	6,8178 0,0090 ***	
Δ TJLP_R (-1)	3,1144 0,0776 *	2,9929 0,0836 *	25,3805 0,0000 ***	6,7460 0,0094 ***	
Δ TX_OPC_R (-1)	2,9260 0,0872 *	1,6394 0,2004	25,4935 0,0000 ***	6,7085 0,0096 ***	0,2090 0,6476

Hipótese nula: o regressor é exógeno

*** Significância 1%

** Significância 5%

* Significância 10%

Fonte: *software* econométrico

Variável depend. Δ NPL	Δ TAM	Δ CAP	Δ RENT	Δ EF	TX_OPC
	Estat. F	Estat. F	Estat. F	Estat. F	Estat. F
Δ SELIC	0,1485	56,8926	212,8568	147,0231	
Δ TJLP	0,1505	56,8050	212,9131	146,8155	
Δ TX_OPC	0,6314	55,8770	214,5236	142,1025	117,9538
Δ SELIC_R	1,7366	56,6474	213,6950	145,6379	
Δ TJLP_R	0,2828	57,0647	213,9394	143,7922	
Δ TX_OPC_R	0,6403	55,3987	214,9936	142,3169	4,1473
Δ SELIC (-1)	1,3832	55,9313	215,3280	145,3140	
Δ TJLP (-1)	0,7129	56,2730	215,5728	145,2756	
Δ TX_OPC (-1)	0,5144	56,5614	203,5990	144,4864	111,5674
Δ SELIC_R (-1)	0,9170	55,5071	213,3641	144,9901	
Δ TJLP_R (-1)	0,2932	56,4172	212,6768	144,4726	
Δ TX_OPC_R (-1)	0,4853	58,8350	206,3616	144,6054	3,7916

Diagnóstico de instrumento fraco: Estatística F Cragg-Donald

Fonte: *software* econométrico

APÊNDICE H – Estatística descritiva

	ATR	NPL	TAM	CAP	RENT	EF	PIB	SELIC	SELIC_R	TJLP	TJLP_R	Tx_OPC	Tx_OPC_R
Média	0,467049	0,061125	21,176990	0,239107	0,015352	1,145835	0,024724	0,064150	0,034262	0,036364	0,007290	0,143950	0,118193
Mediana	0,506856	0,041015	21,043570	0,160867	0,012453	1,060877	0,025087	0,056508	0,031294	0,031250	0,007196	0,116448	0,085876
Máximo	0,972133	0,908971	27,156680	3,742210	1,261381	26,431520	0,112045	0,118150	0,076496	0,060000	0,029536	1,742137	3,692288
Mínimo	0,000000	0,000000	13,398920	0,018780	-0,303164	0,289866	-0,091128	0,035113	0,002300	0,025000	-0,008370	0,000028	-0,061413
Desvio padrão	0,226443	0,088197	2,350065	0,240432	0,047415	0,998978	0,041337	0,021534	0,019569	0,010100	0,010672	0,128634	0,186843
Assimetria	-0,407582	4,615829	0,294766	3,842267	11,602410	19,870830	-0,503515	0,837545	0,345701	0,953202	0,330151	5,288082	10,807080
Curtose	2,508813	32,522040	2,784478	35,897850	305,780300	454,736400	4,193363	2,951741	2,380448	2,535193	2,232654	50,601640	168,808800
Jarque-Bera	60,61	59.599,06	26,36	76.325,80	6.170.677,00	13.743.954,00	163,16	187,92	57,67	257,66	68,58	148.511,60	1.749.813,00
Probabilidade	0,000000	0,000000	0,000002	0,000000	0,000000	0,000000	0,000000	0,000000	0,000000	0,000000	0,000000	0,000000	0,000000
Soma	750,0813	91,3814	34.010,2400	383,7674	24,6550	1.837,9200	39,7069	103,0243	55,0247	58,4000	11,7072	215,7808	177,5261
Soma dos d. q.	82,2986	11,6214	8.864,1040	92,7232	3,6083	1.599,7250	2,7426	0,7443	0,6146	0,1637	0,1828	24,7871	52,4003
Observações	1.606	1.495	1.606	1.605	1.606	1.604	1.606	1.606	1.606	1.606	1.606	1.499	1.502

Fonte: *software* econométrico

APÊNDICE I – Resultados das regressões

Resultados – Variável dependente Ativo de Risco, em nível – ATR

Variável	Variável dependente: Ativo de Risco (ATR)					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Coefficiente Erro Padrão	Coefficiente Erro Padrão	Coefficiente Erro Padrão	Coefficiente Erro Padrão	Coefficiente Erro Padrão	Coefficiente Erro Padrão
C	-0,124976 (0,0997)	-0,110309 (0,0883)	-0,126268 (0,1004)	-0,117112 (0,0816)	-0,235279 *** (0,0826)	-0,199050 ** (0,0813)
ATR (-1)	0,732240 *** (0,0177)	0,731614 *** (0,0175)	0,732659 *** (0,0176)	0,732062 *** (0,0174)	0,714006 *** (0,0183)	0,713257 *** (0,0183)
TAM	0,011425 *** (0,0042)	0,010613 *** (0,0038)	0,011541 *** (0,0042)	0,010734 *** (0,0036)	0,016298 *** (0,0037)	0,014791 *** (0,0036)
CAP	0,102626 *** (0,0268)	0,102560 *** (0,0264)	0,102013 *** (0,0269)	0,103335 *** (0,0264)	0,115639 *** (0,0431)	0,114249 *** (0,0425)
RENT	0,139757 ** (0,0563)	0,141790 ** (0,0559)	0,136872 ** (0,0563)	0,140324 ** (0,0556)	0,186959 *** (0,0718)	0,192968 *** (0,0701)
EF	-0,003421 (0,0046)	-0,003838 (0,0046)	-0,003299 (0,0046)	-0,003959 (0,0046)	0,000929 (0,0025)	0,000939 (0,0025)
PIB	-0,028604 (0,0313)	-0,034714 (0,0307)	-0,013388 (0,0292)	-0,018896 (0,0290)	-0,025139 (0,0326)	-0,027300 (0,0325)
SELIC	-0,169255 (0,1051)					
SELIC_R		-0,207177 ** (0,0894)				
TJLP			-0,344785 (0,2130)			
TJLP_R				-0,423682 *** (0,1526)		
TX_OPC					0,020261 (0,0205)	
TX_OPC_R						-0,006529 (0,0112)

Periods included	21	21	21	21	21	21
Cross-sections included	73	73	73	73	71	71
Total panel (unbalanced) observations	1.530	1.530	1.530	1.530	1.435	1.438
Wald test (Chi-square)	1.855,2870	1.872,6880	1.853,8140	1.880,3770	1.613,0240	1.628,4500
Probability	0,00000	0,00000	0,00000	0,00000	0,00000	0,00000
S.E. of regression	0,09111	0,09116	0,09104	0,09115	0,08776	0,08770
Mean dependent var	0,75427	0,75462	0,75372	0,75461	0,76419	0,76252
S.D. dependent var	0,55866	0,55806	0,55811	0,55764	0,51374	0,51382
Sum squared resid	12,03537	12,04830	12,01804	12,04707	10,45023	10,45979

*** Significância 1%

** Significância 5%

* Significância 10%

Fonte: *software* econométrico

Variável	Variável dependente: Ativo de Risco (ATR)					
	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
	Coefficiente Erro Padrão	Coefficiente Erro Padrão	Coefficiente Erro Padrão	Coefficiente Erro Padrão	Coefficiente Erro Padrão	Coefficiente Erro Padrão
C	-0,049801 (0,0941)	-0,070899 (0,0820)	-0,108297	-0,172189 ** (0,0740)	-0,197234 ** (0,0813)	-0,206083 *** (0,0795)
ATR (-1)	0,728750 *** (0,0175)	0,729507 *** (0,0173)	0,731558 *** (0,0176)	0,734717 *** (0,0172)	0,722778 *** (0,0182)	0,722829 *** (0,0182)
TAM	0,008294 ** (0,0040)	0,008980 ** (0,0036)	0,010770 ** (0,0042)	0,013168 *** (0,0033)	0,014485 *** (0,0037)	0,014875 *** (0,0036)
CAP	0,097741 *** (0,0265)	0,098732 *** (0,0267)	0,101637 *** (0,0267)	0,104362 *** (0,0264)	0,124092 *** (0,0450)	0,118512 *** (0,0443)
RENT	0,137486 ** (0,0559)	0,149517 *** (0,0562)	0,134723 ** (0,0562)	0,149529 *** (0,0567)	0,201110 *** (0,0707)	0,194170 *** (0,0697)
EF	-0,003687 (0,0046)	-0,004243 (0,0046)	-0,003370 (0,0046)	-0,003790 (0,0046)	0,001376 (0,0026)	0,001368 (0,0026)
PIB	-0,012687 (0,0289)	0,013543 (0,0294)	-0,008730 (0,0291)	0,021325 (0,0312)	-0,025104 (0,0325)	-0,021900 (0,0324)
SELIC (-1)	-0,253224 *** (0,0846)					
SELIC_R (-1)		-0,307170 *** (0,0805)				
TJLP (-1)			-0,356945 * (0,1929)			
TJLP_R (-1)				-0,364438 *** (0,1318)		
TX OPC (-1)					-0,023280 (0,0198)	
TX OPC_R (-1)						-0,014868 (0,0115)

Periods included	21	21	21	21	21	21
Cross-sections included	73	73	73	73	71	71
Total panel (unbalanced) observations	1.530	1.530	1.530	1.530	1.429	1.432
Wald test (Chi-square)	1.891,2500	1.906,0400	1.858,3220	1.868,1700	1.653,8220	1.671,9330
Probability	0,00000	0,00000	0,00000	0,00000	0,00000	0,00000
S.E. of regression	0,09091	0,09070	0,09101	0,09073	0,08817	0,08807
Mean dependent var	0,75410	0,75282	0,75344	0,74968	0,76660	0,76607
S.D. dependent var	0,55769	0,55550	0,55731	0,55015	0,51409	0,51512
Sum squared resid	11,98404	11,92817	12,01040	11,93505	10,50155	10,50154

*** Significância 1%

** Significância 5%

* Significância 10%

Fonte: *software* econométrico

Resultados – Variável dependente Ativo de Risco, 1ª diferença – D(ATR)

Variável	Variável dependente: Ativo de Risco, 1ª diferença - D(ATR)					
	(13)	(14)	(15)	(16)	(17)	(18)
	Coefficiente Erro Padrão	Coefficiente Erro Padrão	Coefficiente Erro Padrão	Coefficiente Erro Padrão	Coefficiente Erro Padrão	Coefficiente Erro Padrão
C	0,005163 *** (0,0013)	0,005350 *** (0,0012)	0,004380 *** (0,0014)	0,005380 *** (0,0012)	0,003506 ** (0,0015)	0,003360 ** (0,0015)
D (ATR (-1))	-0,231622 *** (0,0261)	-0,232313 *** (0,0262)	-0,230886 *** (0,0261)	-0,232585 *** (0,0262)	-0,250674 *** (0,0268)	-0,252192 *** (0,0269)
D (TAM)	-0,023315 *** (0,0079)	-0,023725 *** (0,0080)	-0,023757 *** (0,0080)	-0,023843 *** (0,0080)	-0,029926 ** (0,0124)	-0,032407 *** (0,0124)
D (CAP)	-0,078669 *** (0,0175)	-0,080414 *** (0,0177)	-0,079913 *** (0,0177)	-0,081096 *** (0,0178)	-0,188488 *** (0,0317)	-0,181993 *** (0,0315)
D (RENT)	0,004910 (0,0353)	0,003595 (0,0359)	0,006421 (0,0371)	0,003477 (0,0363)	-0,449009 *** (0,1611)	-0,435697 *** (0,1579)
D (EF)	0,001277 (0,0035)	0,001327 (0,0035)	0,001184 (0,0035)	0,001332 (0,0036)	0,004486 *** (0,0016)	0,004496 *** (0,0016)
D (PIB)	-0,099316 *** (0,0276)	-0,094376 *** (0,0242)	-0,097207 *** (0,0216)	-0,088749 *** (0,0210)	-0,098492 *** (0,0239)	-0,102671 *** (0,0239)
D (SELIC)	-0,131180 (0,1574)					
D (SELIC_R)		-0,075666 (0,0904)				
D (TJLP)			-0,790739 (0,5030)			
D (TJLP_R)				-0,131496 (0,1329)		
D (TX_OPC)					0,083924 *** (0,0241)	
D (TX_OPC_R)						0,033934 ** (0,0160)

Periods included	20	20	20	20	20	20
Cross-sections included	73	73	73	73	71	71
Total panel (unbalanced) observations	1.456	1.456	1.456	1.456	1.361	1.365
Wald test (Chi-square)	114,3623	114,3758	116,9437	114,7758	152,5463	145,4492
Probability	0,00000	0,00000	0,00000	0,00000	0,00000	0,00000
S.E. of regression	0,09377	0,09343	0,09381	0,09339	0,09152	0,09145
Mean dependent var	0,00670	0,00661	0,00676	0,00664	0,00521	0,00526
S.D. dependent var	0,09597	0,09560	0,09610	0,09558	0,09493	0,09459
Sum squared resid	12,09755	12,01163	12,11007	12,00023	10,74608	10,76410

*** Significância 1%

** Significância 5%

* Significância 10%

Fonte: *software* econométrico

Variável	Variável dependente: Ativo de Risco, 1ª diferença - D(ATR)					
	(19)	(20)	(21)	(22)	(23)	(24)
	Coefficiente Erro Padrão	Coefficiente Erro Padrão	Coefficiente Erro Padrão	Coefficiente Erro Padrão	Coefficiente Erro Padrão	Coefficiente Erro Padrão
C	0,004395 *** (0,0013)	0,005372 *** (0,0012)	0,005213 *** (0,0014)	0,005575 *** (0,0012)	0,003073 ** (0,0015)	0,003215 ** (0,0015)
D (ATR (-1))	-0,228587 *** (0,0261)	-0,228736 *** (0,0262)	-0,230529 *** (0,0261)	-0,231540 *** (0,0262)	-0,254785 *** (0,0271)	-0,256061 *** (0,0270)
D (TAM)	-0,023322 *** (0,0080)	-0,023378 *** (0,0077)	-0,023132 *** (0,0078)	-0,023260 *** (0,0077)	-0,030900 ** (0,0125)	-0,031515 ** (0,0125)
D (CAP)	-0,076116 *** (0,0177)	-0,075622 *** (0,0173)	-0,078347 *** (0,0175)	-0,077713 *** (0,0173)	-0,169818 *** (0,0321)	-0,167856 *** (0,0319)
D (RENT)	0,002730 (0,0361)	0,007593 (0,0337)	0,005765 (0,0345)	0,008431 (0,0330)	-0,409657 *** (0,1547)	-0,396043 *** (0,1526)
D (EF)	0,001559 (0,0035)	0,001514 (0,0035)	0,001309 (0,0035)	0,001283 (0,0035)	0,004886 *** (0,0017)	0,004815 *** (0,0017)
D (PIB)	-0,088366 *** (0,0202)	-0,074119 *** (0,0203)	-0,083028 *** (0,0200)	-0,080656 *** (0,0211)	-0,106419 *** (0,0239)	-0,104570 *** (0,0238)
D (SELIC (-1))	-0,280894 ** (0,1182)					
D (SELIC_R (-1))		-0,096669 (0,0723)				
D (TJLP (-1))			-0,196817 (0,4451)			
D (TJLP_R (-1))				0,001196 (0,1008)		
D (TX_OPC (-1))					-0,007690 (0,0217)	
D (TX_OPC_R (-1))						0,005425 (0,0141)

Periods included	20	20	20	20	20	20
Cross-sections included	73	73	73	73	71	71
Total panel (unbalanced) observations	1.456	1.456	1.456	1.456	1.355	1.359
Wald test (Chi-square)	119,9409	115,5027	113,8360	113,9550	138,1757	137,8931
Probability	0,00000	0,00000	0,00000	0,00000	0,00000	0,00000
S.E. of regression	0,09406	0,09396	0,09405	0,09381	0,09167	0,09149
Mean dependent var	0,00695	0,00688	0,00686	0,00675	0,00512	0,00517
S.D. dependent var	0,09652	0,09628	0,09630	0,09604	0,09466	0,09450
Sum squared resid	12,17260	12,14752	12,17001	12,10902	10,73116	10,72133

*** Significância 1%

** Significância 5%

* Significância 10%

Fonte: *software* econométrico

Resultados – Variável dependente Créditos inadimplentes, em nível – NPL

Variável	Variável dependente: Créditos inadimplentes - NPL					
	(25)	(26)	(27)	(28)	(29)	(30)
	Coefficiente Erro Padrão	Coefficiente Erro Padrão	Coefficiente Erro Padrão	Coefficiente Erro Padrão	Coefficiente Erro Padrão	Coefficiente Erro Padrão
C	0,292122 (0,2226)	0,282531 (0,2354)	0,274232 (0,2168)	0,243955 (0,2350)	0,357011 (0,2789)	0,378650 (0,2607)
NPL (-1)	0,575012 *** (0,0644)	0,570502 *** (0,0648)	0,575135 *** (0,0664)	0,573538 *** (0,0667)	0,622085 *** (0,0659)	0,593866 *** (0,0666)
TAM	0,008352 ** (0,0037)	0,008877 *** (0,0032)	0,008810 ** (0,0042)	0,009091 *** (0,0033)	0,006802 (0,0055)	0,008039 (0,0053)
CAP	-0,000468 (0,0150)	-0,000427 (0,0156)	0,000792 (0,0146)	0,001625 (0,0148)	-0,019098 (0,0223)	-0,018002 (0,0203)
RENT	1,523721 (1,1290)	1,521894 (1,1426)	1,504943 (1,1692)	1,393147 (1,1786)	1,599764 (1,5622)	1,784435 (1,4800)
EF	-0,432416 (0,2722)	-0,433829 (0,2754)	-0,426540 (0,2821)	-0,400912 (0,2843)	-0,461124 (0,3737)	-0,507312 (0,3538)
PIB	0,020146 (0,0388)	0,024581 (0,0370)	0,017149 (0,0434)	0,017898 (0,0422)	0,026749 (0,0572)	0,033881 (0,0537)
SELIC	0,017179 (0,0661)					
SELIC_R		0,035311 (0,0767)				
TJLP			0,082848 (0,1104)			
TJLP_R				0,116795 (0,1353)		
TX_OPC					-0,000786 (0,0194)	
TX_OPC_R						0,005333 (0,0186)

Periods included	21	21	21	21	21	21
Cross-sections included	69	69	69	69	69	69
Total panel (unbalanced) observations	1.424	1.424	1.424	1.424	1.414	1.417
Wald test (Chi-square)	505,0329	500,7079	522,9415	546,1986	528,5507	493,2970
Probability	0,00000	0,00000	0,00000	0,00000	0,00000	0,00000
S.E. of regression	0,09128	0,09163	0,09048	0,08842	0,08932	0,09576
Mean dependent var	0,17391	0,17351	0,17434	0,17341	0,15997	0,16554
S.D. dependent var	0,20745	0,20792	0,20848	0,20652	0,18624	0,19386
Sum squared resid	11,23040	11,31801	11,03610	10,53855	10,67548	12,29664

*** Significância 1%

** Significância 5%

* Significância 10%

Fonte: *software* econométrico

	Variável dependente: Créditos inadimplentes - NPL					
	(31)	(32)	(33)	(34)	(35)	(36)
Variável	Coefficiente Erro Padrão	Coefficiente Erro Padrão	Coefficiente Erro Padrão	Coefficiente Erro Padrão	Coefficiente Erro Padrão	Coefficiente Erro Padrão
C	0,174303 (0,2317)	0,111703 (0,1893)	0,241487 (0,2211)	0,199272 (0,1716)	0,390470 (0,2575)	0,387107 (0,2502)
NPL (-1)	0,571030 *** (0,0656)	0,589581 *** (0,0645)	0,572530 *** (0,0657)	0,592694 *** (0,0631)	0,595151 *** (0,0659)	0,587429 *** (0,0661)
TAM	0,012095 *** (0,0038)	0,011751 *** (0,0045)	0,009941 ** (0,0042)	0,009020 * (0,0048)	0,009363 * (0,0053)	0,009377 * (0,0054)
CAP	0,006716 (0,0146)	0,008948 (0,0129)	0,002449 (0,0147)	0,003812 (0,0129)	-0,020257 (0,0212)	-0,020134 (0,0207)
RENT	1,415698 (1,1933)	1,114333 (1,1130)	1,487676 (1,1812)	1,207813 (1,0707)	1,940985 (1,4593)	1,930058 (1,4434)
EF	-0,404531 (0,2880)	-0,334955 (0,2686)	-0,421303 (0,2853)	-0,357473 (0,2589)	-0,548689 (0,3511)	-0,545407 (0,3476)
PIB	0,016035 (0,0441)	-0,011169 (0,0418)	0,014584 (0,0445)	-0,015561 (0,0366)	0,037853 (0,0539)	0,035043 (0,0540)
SELIC (-1)	0,143441 *** (0,0507)					
SELIC_R (-1)		0,207151 *** (0,0379)				
TJLP (-1)			0,163164 (0,1009)			
TJLP_R (-1)				0,250365 *** (0,0844)		
TX_OPC (-1)					0,020774 (0,0143)	
TX_OPC_R (-1)						0,026639 ** (0,0115)

Periods included	21	21	21	21	21	21
Cross-sections included	69	69	69	69	69	69
Total panel (unbalanced) observations	1.424	1.424	1.424	1.424	1.406	1.409
Wald test (Chi-square)	563,6625	594,8718	527,1243	559,5086	491,0822	481,2241
Probability	0,00000	0,00000	0,00000	0,00000	0,00000	0,00000
S.E. of regression	0,08849	0,08351	0,08998	0,08536	0,09852	0,09878
Mean dependent var	0,17427	0,17447	0,17409	0,17451	0,16812	0,16941
S.D. dependent var	0,20912	0,20831	0,20926	0,20718	0,19878	0,20024
Sum squared resid	10,55577	9,40107	10,91444	9,82132	12,91009	13,00727

*** Significância 1%

** Significância 5%

* Significância 10%

Fonte: *software* econométrico

Resultados – Variável dependente Créditos inadimplentes, 1ª diferença – D(NPL)

Variável	Variável dependente: Créditos inadimplentes, 1ª diferença - NPL					
	(37)	(38)	(39)	(40)	(41)	(42)
	Coefficiente Erro Padrão	Coefficiente Erro Padrão	Coefficiente Erro Padrão	Coefficiente Erro Padrão	Coefficiente Erro Padrão	Coefficiente Erro Padrão
C	-0,001981 *** (0,0006)	-0,001862 *** (0,0006)	-0,001887 *** (0,0006)	-0,001861 *** (0,0006)	-0,001287 *** (0,0002)	-0,001216 *** (0,0002)
D (NPL (-1))	-0,092084 ** (0,0357)	-0,097217 *** (0,0356)	-0,088865 ** (0,0355)	-0,103167 *** (0,0357)	-0,088571 *** (0,0306)	-0,088222 *** (0,0304)
D (TAM)	0,047307 *** (0,0162)	0,050686 *** (0,0166)	0,050678 *** (0,0170)	0,052151 *** (0,0172)	0,005614 *** (0,0019)	0,005758 *** (0,0019)
D (CAP)	0,297125 ** (0,1183)	0,308508 ** (0,1235)	0,315698 ** (0,1259)	0,319632 ** (0,1275)	0,017243 ** (0,0071)	0,016259 ** (0,0070)
D (RENT)	0,274150 ** (0,1119)	0,283520 ** (0,1129)	0,282449 ** (0,1137)	0,291043 ** (0,1134)	0,127105 * (0,0753)	0,125057 * (0,0739)
D (EF)	0,029837 ** (0,0146)	0,029717 ** (0,0145)	0,028297 ** (0,0144)	0,030573 ** (0,0147)	0,011471 (0,0097)	0,011258 (0,0097)
D (PIB)	0,003285 (0,0102)	0,016322 * (0,0085)	0,006976 (0,0078)	0,013491 * (0,0076)	0,001797 (0,0043)	0,003145 (0,0043)
D (SELIC)	-0,002552 (0,0566)					
D (SELIC_R)		0,079853 ** (0,0314)				
D (TJLP)			0,132093 (0,1729)			
D (TJLP_R)				0,177443 *** (0,0472)		
D (TX_OPC)					-0,010079 (0,0064)	
D (TX_OPC_R)						-0,002051 (0,0060)

Periods included	20	20	20	20	20	20
Cross-sections included	69	69	69	69	69	69
Total panel (unbalanced) observations	1.353	1.353	1.353	1.353	1.342	1.346
Wald test (Chi-square)	19,6730	26,5167	21,0580	34,3321	23,5802	23,0201
Probability	0,00630	0,00040	0,00370	0,00000	0,00130	0,00170
S.E. of regression	0,06144	0,06244	0,06265	0,06316	0,06048	0,06053
Mean dependent var	-0,00183	-0,00206	-0,00207	-0,00203	-0,00186	-0,00184
S.D. dependent var	0,05300	0,05402	0,05408	0,05434	0,05764	0,05769
Sum squared resid	4,82040	4,97921	5,01237	5,09458	4,63048	4,65305

*** Significância 1%

** Significância 5%

* Significância 10%

Fonte: *software* econométrico

Variável	Variável dependente: Créditos inadimplentes, 1ª diferença - D(NPL)					
	(43)	(44)	(45)	(46)	(47)	(48)
	Coefficiente Erro Padrão	Coefficiente Erro Padrão	Coefficiente Erro Padrão	Coefficiente Erro Padrão	Coefficiente Erro Padrão	Coefficiente Erro Padrão
C	-0,000692 (0,0007)	-0,001719 *** (0,0006)	-0,000515 (0,0006)	-0,001969 *** (0,0006)	-0,000912 *** (0,0002)	-0,000844 *** (0,0002)
D (NPL (-1))	-0,102804 *** (0,0360)	-0,093540 *** (0,0362)	-0,100253 *** (0,0367)	-0,093489 *** (0,0361)	-0,054937 * (0,0294)	-0,059127 ** (0,0299)
D (TAM)	0,055605 *** (0,0170)	0,050513 *** (0,0167)	0,054349 *** (0,0176)	0,047278 *** (0,0163)	0,005330 *** (0,0018)	0,005676 *** (0,0019)
D (CAP)	0,346735 *** (0,1236)	0,319642 *** (0,1197)	0,336821 *** (0,1273)	0,299150 ** (0,1182)	0,015641 ** (0,0067)	0,015641 ** (0,0068)
D (RENT)	0,334897 *** (0,1152)	0,311675 *** (0,1159)	0,328850 *** (0,1185)	0,285827 ** (0,1141)	0,116499 (0,0729)	0,117989 (0,0733)
D (EF)	0,023470 (0,0150)	0,024839 * (0,0147)	0,028858 *** (0,0152)	0,028837 ** (0,0146)	0,011276 (0,0096)	0,010458 (0,0096)
D (PIB)	0,007962 (0,0085)	-0,009004 (0,0085)	0,005238 (0,0082)	-0,003595 (0,0083)	0,003273 (0,0039)	0,001674 (0,0043)
D (SELIC (-1))	0,374740 *** (0,0458)					
D (SELIC_R (-1))		0,161624 *** (0,0283)				
D (TJLP (-1))			0,956957 *** (0,1864)			
D (TJLP_R (-1))				0,082431 ** (0,0376)		
D (TX_OPC (-1))					0,011859 * (0,0062)	
D (TX_OPC_R (-1))						0,009464 (0,0058)

Periods included	20	20	20	20	20	20
Cross-sections included	69	69	69	69	69	69
Total panel (unbalanced) observations	1.353	1.353	1.353	1.353	1.335	1.339
Wald test (Chi-square)	79,3286	45,1361	36,1522	21,5432	22,5847	21,2730
Probability	0,00000	0,00000	0,00000	0,00300	0,00200	0,00340
S.E. of regression	0,06284	0,06143	0,06287	0,06108	0,05988	0,05989
Mean dependent var	-0,00191	-0,00175	-0,00170	-0,00174	-0,00178	-0,00163
S.D. dependent var	0,05421	0,05299	0,05285	0,05255	0,05712	0,05717
Sum squared resid	5,04314	4,81921	5,04687	4,76380	4,51429	4,53040

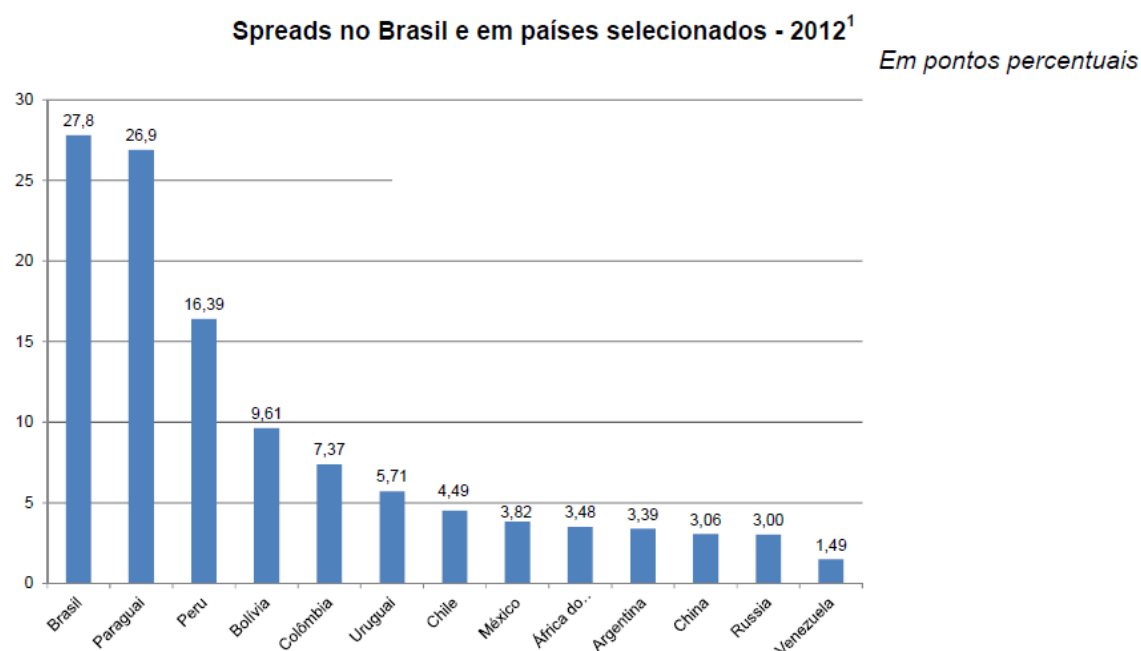
*** Significância 1%

** Significância 5%

* Significância 10%

Fonte: *software* econométrico

ANEXO 1 – Spread bancário no Brasil em comparação com outros países



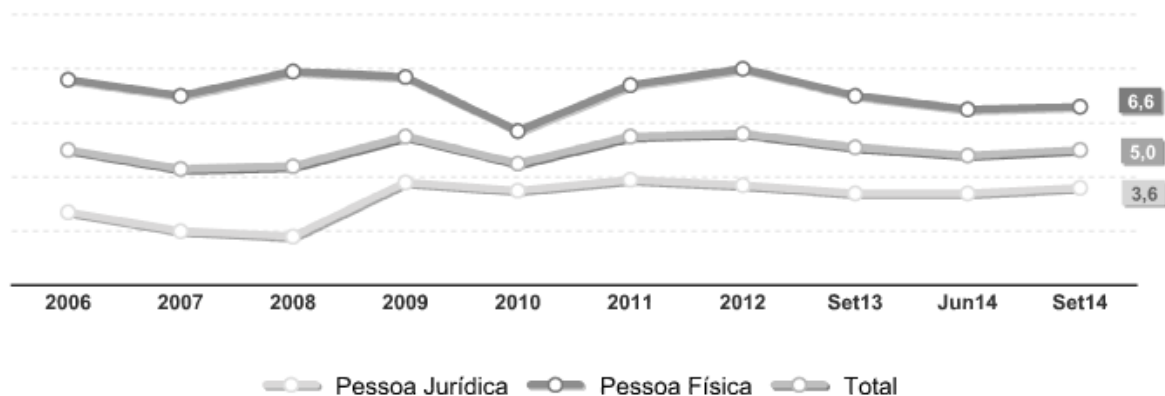
Fontes: Banco Central do Brasil e Fundo Monetário Internacional - FMI (International Financial Statistics)

Elaboração: DIEESE – Rede Bancários

Nota do DIEESE: Os *spreads* foram calculados a partir da diferença entre *lending rate* e *deposit rate*. Para Uruguai, Paraguai e China os dados referem-se ao ano de 2011. Para o *spread* brasileiro utilizou-se o dado do Banco Central do Brasil.

ANEXO 2 – Inadimplência no Sistema Financeiro Nacional, no período de 2006 a 2014

Inadimplência (% da Carteira)



Fonte: BACEN

A inadimplência nas operações de crédito à pessoa jurídica, que atingiu o pico de 4,0% em setembro de 2009, apresentou lenta inflexão a partir de novembro daquele ano estabilizando-se em torno de 3,6% a partir de março de 2010 e chegando a 3,5% no final de 2010. Entretanto, desde 2011 voltou a apresentar elevação, alcançando 3,9% ao final daquele ano e 3,7% em dezembro de 2012. Em setembro de 2014 o índice de inadimplência de pessoas jurídicas era de 3,6%. Vale ressaltar que tal índice compreende as operações com recursos livres tanto de empresas de pequeno e médio porte quanto aquelas de grande porte.

Última Atualização: 12 de novembro de 2014.

Fonte: Banco Central do Brasil

Elaboração: Banco Indusval & Partners (<http://www.bip.b.br/port/ri/infofinan/credito.asp>)